

Universidade Federal do Ceará – UFC
Curso de Pós-Graduação em Economia - CAEN

CONTRIBUIÇÕES AO ESTUDO DA
DESIGUALDADE DE RENDA ENTRE OS ESTADOS
BRASILEIROS

Marcelo Bentes Diniz

Fortaleza-Ce
2005

Universidade Federal do Ceará – UFC
Curso de Pós-Graduação em Economia - CAEN

MARCELO BENTES DINIZ

CONTRIBUIÇÕES AO ESTUDO DA DESIGUALDADE DE RENDA
ENTRE OS ESTADOS BRASILEIROS

Tese aprovada como requisito parcial para
obtenção do grau de Doutor no Programa
de Pós-Graduação do Curso de Pós-
graduação em Economia – CAEN,
Universidade Federal do Ceará.

Orientador: Dr. Ronaldo de Albuquerque e
Arraes.

Fortaleza
2005

CONTRIBUIÇÕES AO ESTUDO DA DESIGUALDADE DE RENDA ENTRE OS ESTADOS
BRASILEIROS

Tese aprovada como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor no Programa de Pós-Graduação em Economia – CAEN, Universidade Federal do Ceará.

Data de Aprovação: 27 de março de 2005.

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Ronaldo de Albuquerque e Arraes - Orientador

Prof. Dr. Francisco S. Ramos

Prof. Dr. Almir Bittencourt da Silva

Prof. Dr. Paulo de Mello Jorge Neto

Prof. Dr. Emerson Luís Lemos Marinho

Obrigado Meu Deus

AGRADECIMENTOS

Torna-se tarefa difícil agradecer a todos que de uma maneira ou de outra contribuíram para que esse trabalho fosse possível de ser elaborado. Por isso mesmo, certamente, devo cometer injustiça ao esquecer de algum nome. Todavia, gostaria em primeiro lugar de agradecer a minha esposa Márcia, companheira de todas as horas e ao meu enteado Bruno, os dois são, sem dúvida, minha fonte de inspiração. Também quero agradecer em especial a minha família: pai, mãe e irmãos e família da minha esposa, em especial meu sogro e minha sogra, pelo grande apoio e compreensão recebidas.

Ao corpo docente e funcionários do CAEN com quem convivi durante todos esses anos de sacrifício, mas de muito aprendizado e por quem eu tenho grande respeito e admiração. Não posso deixar de citar alguns nomes em especial, como dos professores: Emerson Marinho, Flávio Ataliba, Ivan Castelar, José Raimundo, Paulo Neto, Pichai e Ronaldo Arraes, meu orientador, que muito contribuíram com minha formação profissional e pessoal. Ao professor Ronaldo Arraes dispensaria um obrigado muito particular, antes de tudo pela paciência e confiança em mim depositadas ao longo do curso, mas também pelo convívio respeitoso, amigo e produtivo. Soma-se a eles os nomes dos funcionários Carmem, Bibi e Mônica.

Agradeço também ao corpo discente do CAEN, muitos dos quais eu posso chamá-los de amigos. Agradeço-lhes por tudo, por grandes momentos que passamos juntos. Alguns deles são realmente marcantes: Almir, Andrei, Airton, Aderson, Calina, Henrique, João Luís, Maurício, Nicolino, Silvano e Tiaraju.

Não posso por fim, de deixar de fazer referência a vários familiares e colegas que deram uma contribuição significativa direta ou indiretamente, na execução dessa tese, como Márcia (esposa), Rodrigo (irmão), Marcos (primo), Almir, João Luís, Andrei, Vítor e Alane.

SUMÁRIO

LISTA DE QUADROS	ix
LISTA DE GRÁFICOS	ix
LISTA DE FIGURAS	ix
LISTA DE TABELAS	xi
RESUMO.....	xiii
ABSTRACT	xiv
INTRODUÇÃO	1
1 FUNDAMENTOS TEÓRICOS	5
1.1 Considerações Iniciais.....	5
1.2 Características do Mercado de Trabalho	9
1.3 A Influência do Comércio Externo	12
1.4 Distribuição Desigual do Capital Humano	15
1.5 Crescimento ↔ Desigualdade	18
1.5.1 Desigualdade → Crescimento	19
1.5.1.1 Imperfeições no Mercado de Crédito, Moral Hazard e Incentivo.....	19
1.5.1.2 Modelos de Economia Política.....	20
1.5.2 Crescimento → Desigualdade	21
1.5.2.1 Mudanças na Composição da Dotação de Fatores e Estrutura dos Retornos	23
1.5.3 Evolução das Disparidades Regionais	23
2 CARACTERÍSTICAS DA DESIGUALDADE BRASILEIRA E SUAS INTERPRETAÇÕES	25
2.1 Características Particulares da Desigualdade Brasileira	25
2.2 Características do Mercado de Trabalho	31
2.2.1 Discriminação no Mercado de Trabalho Brasileiro	31
2.2.2 Segmentação no Mercado de Trabalho Brasileiro	32
2.2.3 Outras Características Recentes do Mercado de Trabalho.....	35

2.3 As Tentativas de Interpretação	36
2.3.1 O Debate Embrionário	36
2.3.2 Um Debate Fértil	37
2.3.3 O Ressurgimento do Debate	41
2.3.3.1 A Tese do Capital Humano Revisitada	42
2.3.3.2 Os Determinantes Macros da Desigualdade	44
3 OS ESTUDOS DE CONVERGÊNCIA DE RENDA ENTRE OS ESTADOS BRASILEIROS: UMA AVALIAÇÃO CRÍTICA	47
3.1 Considerações Iniciais	47
3.2 As Várias Conotações do Conceito de Convergência	50
3.3 A Experiência Brasileira	51
3.4 A Convergência de Renda entre os Estados Brasileiro	52
3.4.1 Os Estudos Baseados em Dados <i>Cross-Section</i>	52
3.4.2 Os Estudos Baseados em Séries Temporais.....	59
3.4.3 Os Estudos Baseados em Dados em Painel	60
3.4.4 Resultados a partir da Metodologia de Quah	62
3.5 Críticas aos Estudos de Convergência	63
3.5.1 Críticas Metodológicas	63
3.5.2 Críticas Quanto a Relação entre β -convergência e σ -convergência	67
3.5.3 Críticas Quanto a Inadequação para os Estudos de Desigualdade	76
4 A CARACTERIZAÇÃO EMPÍRICA DA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA (DOMICILIAR) PARA OS ESTADOS BRASILEIROS	79
4.1 Considerações Iniciais	79
4.2 Acerca do Formato da Distribuição da Renda	80
4.3 As Funções Kernel	82
4.3.1 Os Resultados Estimados	88
4.4 As Distribuições Ajustadas	115
5 INDICADORES DE DESIGUALDADE E POBREZA: UMA ALTERNATIVA METODOLÓGICA	119

5.1 Considerações Iniciais	119
5.2 Uma Discussão Preliminar	119
5.3 Medindo a Pobreza	122
5.4 Metodologia de Cálculo da Proporção de Pobres	124
5.5 O Cálculo dos Indicadores Seleccionados	127
5.5.1 Os Indicadores de Desigualdade	127
5.5.2 O Indicador de Pobreza: proporção de pobres	130
6 UM MODELO EXPLICATIVO RELACIONANDO DESIGUALDADE E CRESCIMENTO	134
6.1 Considerações Iniciais	134
6.2 Natureza, Deficiências e Premissas Acerca dos Dados a Serem Utilizados	134
6.2.1 Deficiências dos Dados	135
6.3 O Modelo Teórico	138
6.4 O Modelo Econométrico	148
6.4.1 A Especificação do Modelo Econométrico	148
6.4.2 Testes de Heterocedasticidade e de Hausman	150
6.4.3 Definição dos Métodos de Estimação	150
6.4.4 Resultados Empíricos	153
7 EXTENSÕES DO MODELO	156
7.1 Considerações Iniciais	156
7.2 Um Modelo Explicativo para a Média e Variância	156
7.3 A Desigualdade entre os Diferentes Estratos da Renda (domiciliar urbana) dos Estados	159
8 UM MODELO ALTERNATIVO	164
8.1 Considerações Iniciais	164
8.2 O Problema da Variável Omitida	164
8.3 O Modelo na Forma de Dados em Painel	165
8.3.1 Hipóteses Necessárias	170

8.4 O Modelo das Variáveis Instrumentais	172
8.5 Resultados Empíricos	174
8.6 A Desigualdade entre Diferentes Grupos de Estados	179
8.6.1 Regressões Quantílicas	181
8.6.1.1 O Modelo Teórico	184
9 CONCLUSÕES	189
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	193

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 – Ajuste das Distribuições – 1998	117
QUADRO 2 – Ajuste das Distribuições – 2002.....	118
QUADRO 3 – Descrição das Variáveis Seleccionadas	140

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 – Renda Per Capita para Países de IDH Médio (1997)	27
GRÁFICO 2 – Países de IDH Médio segundo o Coeficiente de Gini.....	28
GRÁFICO 3 – Relação entre β -Convergência e σ -Convergência com Trajetórias Contrárias	69
GRÁFICO 4 – Relação entre β -Convergência e σ -Convergência na Presença de Comportamento Cíclico	72
GRÁFICO 5 – Relação entre β -Convergência e σ -Convergência em Economias com mesma Tendência	73

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – Fatores que Afetam os Ganhos Individuais	7
FIGURA 2 – Função Kernel 1998 RO	88
FIGURA 3 – Função Kernel 2002 RO	88
FIGURA 4 – Função Kernel 1998 AC	89
FIGURA 5 – Função Kernel 2002 AC	89
FIGURA 6 – Função Kernel 1998 AM	90
FIGURA 7 – Função Kernel 2002 AM	90

FIGURA 8 – Função Kernel 1998 RR	91
FIGURA 9 – Função Kernel 2002 RR	91
FIGURA 10 – Função Kernel 1998 PA	92
FIGURA 11 – Função Kernel 2002 PA	92
FIGURA 12 – Função Kernel 1998 AP	93
FIGURA 13 – Função Kernel 2002 AP	93
FIGURA 14 – Função Kernel 1998 TO	94
FIGURA 15 – Função Kernel 2002 TO	94
FIGURA 16 – Função Kernel 1998 MA	95
FIGURA 17 – Função Kernel 2002 MA	95
FIGURA 18 – Função Kernel 1998 PI	96
FIGURA 19 – Função Kernel 2002 PI	96
FIGURA 20 – Função Kernel 1998 CE	97
FIGURA 21 – Função Kernel 2002 CE	97
FIGURA 22 – Função Kernel 1998 RN	98
FIGURA 23 – Função Kernel 2002 RN	98
FIGURA 24 – Função Kernel 1998 PB	99
FIGURA 25 – Função Kernel 2002 PB	99
FIGURA 26 – Função Kernel 1998 PE	100
FIGURA 27 – Função Kernel 2002 PE	100
FIGURA 28 – Função Kernel 1998 AL	101
FIGURA 29 – Função Kernel 2002 AL	101
FIGURA 30 – Função Kernel 1998 SE	102
FIGURA 31 – Função Kernel 2002 SE	102
FIGURA 32 – Função Kernel 1998 BA	103
FIGURA 33 – Função Kernel 2002 BA	103
FIGURA 34 – Função Kernel 1998 MG.....	104
FIGURA 35 – Função Kernel 2002 MG.....	104
FIGURA 36 – Função Kernel 1998 ES	105
FIGURA 37 – Função Kernel 2002 ES	105
FIGURA 38 – Função Kernel 1998 RJ	106

FIGURA 39 – Função Kernel 2002 RJ	106
FIGURA 40 – Função Kernel 1998 SP	107
FIGURA 41 – Função Kernel 2002 SP	107
FIGURA 42 – Função Kernel 1998 PR	108
FIGURA 43 – Função Kernel 2002 PR	108
FIGURA 44 – Função Kernel 1998 SC	109
FIGURA 45 – Função Kernel 2002 SC	109
FIGURA 46 – Função Kernel 1998 RS	110
FIGURA 47 – Função Kernel 2002 RS	110
FIGURA 48 – Função Kernel 1998 MS	111
FIGURA 49 – Função Kernel 2002 MS	111
FIGURA 50 – Função Kernel 1998 MT	112
FIGURA 51 – Função Kernel 2002 MT	112
FIGURA 52 – Função Kernel 1998 GO	113
FIGURA 53 – Função Kernel 2002 GO	113
FIGURA 54 – Função Kernel 1998 DF	114
FIGURA 55 – Função Kernel 2002 DF	114

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Proporção da Renda Total pelos Décimos mais Pobres da Distribuição da População Economicamente Ativa com Renda Positiva	30
TABELA 2 – Discriminação na Renda por Sexo no Brasil: 1992-2001	31
TABELA 3 – Classificação dos Setores por Remuneração Média	34
TABELA 4 – Pessoas de 10 Anos ou Mais de Idade, por Grupo de Anos de Estudo, Segundo o Sexo e as Classes Rendimentos Nominal Mensal – Brasil	43
TABELA 5 – Características das Regiões Brasileiras.....	49
TABELA 6 – Estimativas de β -Convergência para os Estados Brasileiros	77
TABELA 7 – Estimativas de σ -Convergência	78
TABELA 8 – Linhas de Pobreza Ajustadas 1998 e 2002	126
TABELA 9 – Indicadores de Desigualdade para os Estados Brasileiros 1998 e 2002 Segundo as Distribuições Ajustadas pelo Teste K-S	128

TABELA 10 – Indicadores de Desigualdade para os Estados Brasileiros 1998 e 2002 Segundo as Distribuições Ajustadas pelo Teste A-D	129
TABELA 11 – Indicadores da Pobreza Urbana, Segundo as Unidades da Federação – 1998 e 2002 Segundo as Distribuições Ajustadas pelo Teste K-S	131
TABELA 12 – Indicadores da Pobreza Urbana, Segundo as Unidades da Federação – 1998 e 2002 Conforme as Distribuições Ajustadas pelo Teste A-D	132
TABELA 13 – Teste de White para Heterocedasticidade	150
TABELA 14 – Teste de Hausman para Endogeneidade	150
TABELA 15 – Resultados das Estimações para o Modelo de Equações Simultâneas (MQ3E)	152
TABELA 16 – Resultados das Estimações para o Modelo com Média e Desvio-padrão	157
TABELA 17 – Resultado das Estimações para Percentis Seleccionados (MQ3E): 1, 10, 95.....	162
TABELA 18 – Resultado das Estimações para Percentis Seleccionados (MQ3E): 25, 50, 75	163
TABELA 19 – Estatísticas Descritivas dos Dados	176
TABELA 20 – Resultado da Estimação em Painel: Efeito Aleatório e Variáveis Instrumentais	177
TABELA 21 – Características das Distribuições de Renda para os Estados: 2001....	180
TABELA 22 – Resultado das Estimações com Regressões Quantílicas	185

RESUMO

Faz uma análise da desigualdade de renda considerando o conceito de renda domiciliar e tendo como unidade espacial os Estados brasileiros. Além de ampla discussão preliminar sobre os fatores que parcialmente explicam desigualdade, inclusive, os apontados pela literatura nacional, esta tese apresenta duas partes empíricas relevantes. A caracterização das distribuições de probabilidade que descrevem as distribuições de renda para os estados brasileiros, inclusive, apresentando diferente metodologia para cálculo de indicadores de desigualdade e pobreza. Dentro desse objetivo são apresentados dois conjuntos de informação: funções de Kernel e as distribuições de probabilidade “de melhor ajuste” as distribuições de renda de cada estado. Por seu turno, também são apresentadas duas estruturas teóricas, do qual decorrem diferentes contextos econométricos, com a finalidade de explicar as causas da desigualdade de renda no Brasil. Assim, com objetivo de captar a relação entre desigualdade e crescimento utiliza-se um modelo econométrico na estrutura de equações simultâneas para dados *cross-section*, com extensões para diferentes percentis da renda. Por seu turno, considerando um modelo teórico com apenas uma equação e, na estrutura de dados em painel, são realizadas estimações pelo método de Efeito Aleatório e Variáveis Instrumentais. Por fim, é elaborado um exercício com Regressões Quantílicas para captar como as variáveis selecionadas atingem diferentes grupos de Estados.

Palavra-Chave: Desigualdade, Crescimento e Pobreza.

ABSTRACT

Makes an analysis considering the household income concept applied for Brazilian states. Besides a large preliminary discussion concerning partial factors who explain inequality, including those ones assigned to national literature, this thesis presents two relevant parts. The characterization of probability distribution that describe income distribution for Brazilian states and a different methodology to calculate inequality and poverty indicators. Concerning this goal are present two information groups: Kernel Functions and “best adjustment” probability distributions for every state. By the way, are presents two theoretical structure, from result different econometrics framework, on the way to explain income inequality in Brazil. Thus, to catch the relationship between household income inequality and economic growth, was used first a framework based upon a simultaneous equation models applied in cross-sectional data for Brazilian states with some extensions to different revenue percentiles. Otherwise, considering a theoretical model with just one equation and following panel data methodology to Random Effects and Instrumental Variables estimation. At the end was made an exercise using Quantiles Regressions to catch the selected variables effects on different groups of states.

Key-Word: Inequality, Growth, Poverty.

INTRODUÇÃO

O fato estilizado mais marcante da relação entre crescimento e desigualdade de renda, mostrado no último século, diz respeito à constatação de que os países em desenvolvimento tendem a ser menos igualitários do que os países desenvolvidos. Isto fica evidente comparando quaisquer indicadores de desigualdade tradicionais como o Coeficiente de Gini, por exemplo, mas, principalmente, quando se considera a relação entre a renda média apropriada pelas camadas mais pobres e mais ricas da população.

Por outro lado, ao longo do último século, o *gap* entre países pobres e ricos parece persistir, da mesma forma que persiste a controvérsia na literatura de crescimento sobre as possibilidades de convergência ou não da renda *per capita* (ou renda por trabalhador) entre os países do mundo. As evidências empíricas mais recentes reforçam a crença dos partidários da teoria do crescimento endógeno de que não haverá convergência nas taxas de crescimento de longo prazo entre todos os países, embora possa haver a formação de “Clubes de Convergência”, particularmente com respeito aos países de maior renda *per capita*, como os países da OCDE (Quah, 1996, 1997a, 1997b).

A persistência das desigualdades (de riqueza e renda), entre países, levou, inclusive, que a literatura embasada nas teorias de distribuição de ganhos e rendimentos, fosse inserida no contexto das teorias de crescimento, para explicar as diferenças entre países, o que segundo Grossman (2000) deu origem a duas categorias de explicações.

A primeira concentrou-se no estudo acerca do impacto da acumulação de capital e mudança tecnológica sobre a distribuição de renda e riqueza, isto é, tenta responder à questão de como o crescimento afeta a desigualdade.

A segunda voltou-se à análise do efeito da desigualdade sobre a taxa de crescimento da economia, ou seja, busca responder a questão de como a desigualdade afeta o crescimento. No primeiro caso, essa corrente seguiu na direção de refutar ou corroborar a hipótese sugerida por Kuznets (1955) de que a relação entre crescimento e desigualdade é inicialmente positiva, isto é, o crescimento econômico em sua fase inicial seria concentrador de renda, mas com intensidade decrescente até atingir um ponto em que essa relação passaria a ser negativa, levando a uma maior igualdade de renda. No segundo caso, essa corrente concentrou-se na indagação acerca se a

desigualdade inicial retarda o crescimento e tem seus modelos esbarrado no problema da endogeneidade, ao mesmo tempo, que aparecem dificuldades quanto à definição de uma boa *proxy* para a desigualdade de riqueza, uma vez que as *proxies* com base na desigualdade de renda não têm se mostrado muito adequadas (Ray, 1998).

Além disso, a diferença entre as duas correntes, segundo Ros (2000, p.266) é pouco animadora, pois “[...] enquanto a primeira se refere ao controverso fenômeno empírico (Curva de Kuznets) sem uma boa e geralmente aceita explicação teórica, a segunda tem uma robusta fundamentação teórica, mas é baseada em uma limitada pesquisa empírica [...]”.

Concomitante a essa discussão, ao longo das últimas cinco décadas muito pouco foi obtido em termos da redução das desigualdades e pobreza entre os países, apesar dos esforços internacionais, caindo por terra várias teorias (velhas e novas) que tentavam explicar o *gap* existente e recomendar soluções. Como assinala William Easterly (2001) em seu revelador livro sobre a experiência de ajuda dos organismos internacionais aos países pobres. Desde a ajuda externa para preencher a lacuna entre o investimento necessário e a poupança, passando pelos estímulos ao investimento em capital físico e humano, o controle populacional e as reformas administrativas do estado até o perdão da dívida, os remédios mágicos deram origem à “panacéias fracassadas”.

No contexto de cada país, a relação positiva entre desigualdade e crescimento parece se replicar internamente, de modo que as regiões ou unidades da federação mais pobres também são as que apresentam os piores índices de desigualdade. E esse tem sido o caso brasileiro com grande parte da literatura focada sobre a desigualdade entre as regiões e estados do país.

A desigualdade de renda no Brasil, por suas diferenças marcantes em seus extremos pobres e ricos se tornou uma espécie de *benchmarking* entre os estudos de caso e, desde o final da década de 1960, deu origem também a diversas explicações peculiares que tentam analisá-la a partir de suas características específicas.

É nesse contexto que surge a principal motivação e objetivo dessa tese de doutoramento: tentar relacionar as diversas explicações para a desigualdade de renda no Brasil, sejam as explicações envoltas com a teoria do crescimento, sejam as explicações no âmbito das teorias de distribuição de renda (quanto ao seu formato). Aqui, incluem-se as sugestões da literatura internacional como também as sugestões dadas pela literatura nacional, com relação as variáveis

que afetam parcialmente a desigualdade e que possam ser modeladas em vários contextos econométricos diferentes.

Assim, é que são utilizados ao longo dessa tese três contextos diferentes: um modelo *cross-section*, tentando captar a relação entre crescimento e desigualdade de renda nos estados, com uma extensão para captar essa relação para os diferentes quantis da renda; um modelo de regressão quantílica para verificar o efeito inter-grupos de estados das variáveis explicativas selecionadas e um modelo com dados em painel para captar o efeito intertemporal desses fatores.

Além desse objetivo principal, a tese ainda tem pelo menos três outros objetivos. Em primeiro lugar, apresentar uma resenha acerca da literatura sobre a desigualdade, quanto ao seu caráter geral, e quanto ao seu caráter específico – para o caso brasileiro. Aqui, inclui-se também uma análise crítica dos estudos de convergência de renda no Brasil. Em segundo lugar, será feita uma caracterização empírica da desigualdade de renda para cada estado no período compreendido pelo estudo 1998-2002, enfocando as distribuições de probabilidade que descrevem cada distribuição de renda por estado em particular.

Subjacente ao objetivo acima, e em parte utilizando-se de seus resultados será apresentado uma metodologia alternativa para o cálculo de alguns indicadores de desigualdade e pobreza, com base na identificação das distribuições que melhor se ajustassem aos dados amostrais usados como referência ao longo da tese.

Cabe por fim, nessa introdução, destacar três opções metodológicas importantes feitas ao longo desta tese. A primeira é que será utilizado o conceito de renda domiciliar, uma vez que ele congrega economias de escala importantes no consumo e que são encobertos pelo conceito de renda individual. Segundo, que a área espacial escolhida são os estados e em seu estrato apenas urbano, isso ocorreu tanto devido à existência de dados, quanto devido a maior homogeneidade dos indivíduos que entram na amostra. A terceira é que o período selecionado para a análise 1998-2002 foi definido por dois motivos: a não ocorrência de mudança metodológica da PNAD e a inexistência no período, de nenhum “choque externo”, especialmente produzido pelo governo, que tenha relevância significativa na estrutura da desigualdade de renda ou em suas causas.

Uma última palavra deve ser acrescentada quanto ao uso da PNAD como a base de dados de referência para a renda. Apesar de suas limitações, ela é uma base que permite o cruzamento com um conjunto relevante de características pessoais da população residente nos estados, que são apontadas entre os fatores que explicam a desigualdade de renda.

Para o alcance dos objetivos propostos, esta tese foi dividida em dez capítulos, além desta introdução. O primeiro capítulo, como bem expressa seu título, procura por fundamentos teóricos que embasem os modelos a serem empregados; o segundo discute as características da desigualdade brasileira, e suas interpretações que também servirão para orientar os modelos a serem propostos nos outros capítulos; o terceiro faz um estudo crítico dos resultados de convergência de renda entre os estados brasileiros; o quarto capítulo apresenta a caracterização empírica da desigualdade a partir das distribuições de probabilidade da distribuição de renda dos estados; o quinto capítulo apresenta indicadores de renda e pobreza calculados segundo metodologia proposta que leva em consideração a melhor distribuição ajustada encontrada no capítulo anterior; o sexto capítulo apresenta o modelo *cross-section* enfatizando a relação entre crescimento e desigualdade em uma estrutura de equações simultâneas; o sétimo capítulo apresenta duas extensões quanto ao resultado do modelo *cross-section*: uma considerando como variáveis dependentes a média e o desvio-padrão e, outra analisando o efeito das variáveis explicativas selecionadas quanto a diferentes percentis da renda; o oitavo capítulo propõe uma nova estrutura teórica e, em um modelo com dados em painel, realiza dois tipos de estimações, uma empregando efeito aleatório, e outra variáveis instrumentais. Por fim, utilizando-se da mesma estrutura teórica é realizado neste capítulo um exercício para a verificação da desigualdade entre grupos de estados, numa estimação utilizando regressões quantílicas; o nono apresenta as conclusões. Por fim são apresentadas as referências bibliográficas utilizadas.

1 FUNDAMENTOS TEÓRICOS

1.1 Considerações Iniciais

Ao se adotar um modelo econométrico sem um modelo teórico bem fundamentado, corre-se sempre o risco de se cometer certos ajustes *ad hoc*, o que por vezes compromete a interpretação dos resultados obtidos. Assim sendo, e considerando a especificidade da desigualdade brasileira, os dois primeiros capítulos dessa tese voltam-se a fundamentar teoricamente o modelo a ser adotado. Para tanto, discutir-se-ão brevemente as diferentes explicações teóricas sugeridas pela literatura econômica seja ela de aspecto geral, isto é, usada de maneira genérica pela literatura, seja ela de modo particular, isto é, sugeridas a partir da análise do caso brasileiro.

Em 1974, em compêndio organizado pelo Banco Mundial e a Universidade Sussex, o economista Montek Ahluwalia fazia a observação de que uma teoria da distribuição da renda deveria levar em consideração não somente os fatores econômicos que afetam a distribuição de renda, mas também o contexto político institucional onde eles operam. Entretanto, concluía que esta teoria ainda estaria longe de ser alcançada e que somente existiriam hipóteses parciais acerca de fatores particulares afetando a distribuição de renda - elementos potenciais de uma teoria compreensiva. Passadas três décadas dessa afirmação ela ainda pode ser considerada atual. Muitos têm sido os fatores parciais testados, para um universo empírico que evoluiu muito tanto quanto a qualidade dos dados, como nas técnicas estatísticas e econométricas, não obstante, a conjunção desses resultados em um único corpo teórico ainda esta por vir¹.

Por outro lado, a literatura econômica acerca da desigualdade de renda evoluiu em torno de três conceitos de distribuição de renda: distribuição funcional; distribuição funcional estendida e da distribuição da renda segundo seu formato (Adelma e Robinson, 1989).

¹ Evidentemente que essa afirmação não quer sustentar a inexistência de uma teoria da distribuição de renda na ciência econômica, mas tão somente que não havia e não há um único modelo teórico formal que congregue todas as explicações (hipóteses parciais testáveis) seja em um contexto de equilíbrio parcial, ou equilíbrio geral. De fato, ao longo da história do pensamento econômico é possível a distinção de diferentes teorias da distribuição da renda atrelada a cada corrente de pensamento. Assim, tem-se pelo menos: a Teoria Ricardiana (Clássica), a Teoria Marginalista (neoclássica), a Teoria Marxista e a Teoria Keynesiana da distribuição da renda, cada qual com uma estrutura analítica e metodológica com diferentes limitações quanto a possibilidade de incorporar variados fatores

A distribuição funcional é referente à parcela da renda nacional destinada a remunerar os fatores primários de produção – terra, trabalho e capital.

A distribuição funcional estendida está centrada na distribuição funcional mais desagregada em setores, ou mesmo entre subconjuntos específicos como a população urbana e rural ou quanto a diversas classificações no mercado de trabalho.

A distribuição segundo o formato, seria àquela que descreve a distribuição da renda nacional segundo desagregações pelo nível de renda. Assim, ela analisa as parcelas da renda que compete a cada divisão específica da distribuição, como quartil, decil, percentil, entre outras.

Importante se ressaltar *a priori*, que a tradição teórica não só quanto ao *main stream*, mas quanto as correntes de fundamento ricardiano/marxista enfatizam explicações direcionadas apenas à distribuição funcional da renda. Entretanto, esse não é o caminho buscado nesta tese. Intenta-se aqui estudar a distribuição de renda domiciliar², exatamente quanto aos diversos fatores que caracterizam seu formato e, portanto, quanto ao conceito de distribuição de renda envolto em suas diversas parcelas constitutivas.

Explica-se esse caminho crítico porque a desigualdade de renda no Brasil vai além de seu caráter funcional, com assimetria bastante significativa entre quaisquer dos grupos funcionais que se queira tomar, e de maneira particular quanto ao grupo classificado como assalariado.

Outra observação inicial pertinente é que o estudo da desigualdade seja ela de riqueza, renda ou simplesmente de salários, vem sendo objeto recorrente da teoria do crescimento a partir principalmente da década de 1990. Dessa forma, é lícito que se recorra às contribuições recentes da teoria do crescimento à explicação das causas da desigualdade e, particularmente de sua relação com o crescimento econômico. Todavia, o estudo da desigualdade, ou pelo menos de suas fontes não precisa necessariamente ser inserido na sua relação com o crescimento econômico. Em verdade, para um determinado corte temporal, pode-se levantar diferentes teorias para explicar as causas da desigualdade e, em especial, para a dispersão de rendimentos entre os indivíduos. Algumas dessas explicações, inclusive, vêm sendo utilizadas nos modelos de crescimento, só que de uma maneira dinâmica, isto é, a partir da evolução da desigualdade ao longo do tempo e, em geral, da perspectiva agregada, isto é, para analisar as diferenças entre os países.

explicativos atuando em conjunto na repartição da renda e riqueza da sociedade. A esse respeito ver: KALDOR, N. (1955-1956).

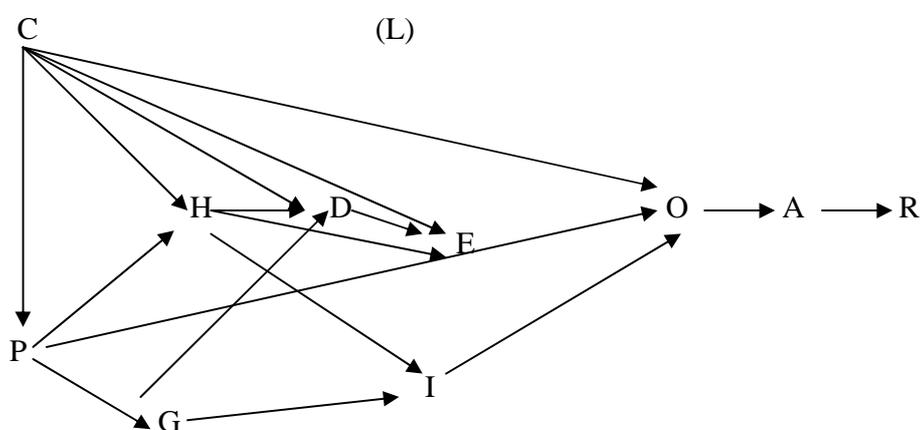
² Uma caracterização adicional é que a distribuição quanto ao formato da renda tem uma natureza micro, e, portanto, se adequaria ao estudo da renda ao nível, individual, familiar e domiciliar, como no caso em questão.

Feitas essas observações, passemos a examinar os diferentes fatores causais apontados como determinantes da desigualdade de rendimento.

Segundo, Lydall (1976), existem três grupos de teorias voltadas a explicar as desigualdades de ganhos, no que tange às diferenças inter-pessoais: as teorias estocásticas, a teoria do capital humano e as teorias que atribuem a desigualdade a multifatores. A primeira acentua o efeito de fatores aleatórios, sejam eles combinados ou não sobre a distribuição dos rendimentos; a segunda, supervaloriza o papel do investimento em capital humano como determinante da assimetria de renda e a terceira permite a inclusão de variados fatores de categorias e classes diferentes.

Acreditando que a terceira vertente de certa forma engloba as outras duas, vamos seguir nessa direção – de múltiplos fatores causais. Para se ter uma idéia do número bastante significativo de fatores explicativos correlacionados entre si, identificados por essa terceira vertente recorremos a Figura 1.

FIGURA 1: Fatores que Afetam os Ganhos Individuais



Fonte: Lydall (1976)

Onde,

C: Influências Culturais – nacional, social, religiosa, racial. Algumas dessas são comuns para o conjunto da nação; outros variam entre subgrupos;

P: Características dos pais, genéticas e culturais, incluindo status sócio-econômico;

G: Dotação Genética;

H: Ambiente Familiar;

I: Habilidade Cognitiva;

D: Fator-D – liderança, dinamismo, determinação, energia, auto-disciplina;

E: Educação e Treinamento em Tempo Integral;

O: Ocupação:

A: Idade, como *proxy* para experiência, *learning by doing*; treinamento no emprego; e também efeitos de mudanças na habilidade, saúde e idade;

R: Responsabilidade, ou efeito hierarquia;

L: Sorte, tanto “permanente” como “transitória”. L Afeta todos os outros fatores, exceto C e P que são pré-determinados pelo indivíduo.

A Figura 1 acima apresenta uma estrutura de relações de todos os fatores que contribuem para a dispersão de ganhos. Observa-se que da esquerda para direita, os fatores culturais, ligados ao ambiente sócio-econômico - C e às características, genéticas - G, bem como às herdadas dos pais - P, servem como base dos fatores e inter-relações que afetam a distribuição dos ganhos dos indivíduos, sendo que C atua sobre P que age sobre G. Observa-se, ainda, que alguns fatores atuam diretamente, e outros de modo indireto, sobre a ocupação dos indivíduos, para onde convergem todas as setas. Ao final duas características adquiridas no próprio trabalho ou ocupação são acrescentadas: a experiência, onde se inclui o processo de aprendizado (*learning by doing*) e treinamento no trabalho - A, bem como a responsabilidade e a hierarquia ocupacional - R. Tudo isso mediado pelo fator sorte, que sistematicamente influi sobre todos os fatores.

Alguns dos fatores acima apontados, especialmente os fatores que denotam características inatas ou adquiridas dos indivíduos atuam sobre suas rendas a partir do funcionamento do mercado de trabalho e de capital. Assim, numa acepção mais ampla, segundo Atkinson (1997), pode-se agrupar os fatores que afetam as desigualdades de renda em: i) características do mercado de trabalho, especialmente em relação a oferta e demanda de trabalho qualificado e não-qualificado; ii) negociações entre empregadores e empregados, e as intervenções do governo no processo de barganha e fixação de salários; iii) a influência da taxa de juros, que depende do funcionamento do mercado de capital e de sua dotação entre os indivíduos ao longo do tempo; iv) o comportamento do governo e de suas agências na

determinação do nível de cobertura dos benefícios sociais e transferências, bem como as políticas redistributivas.

Destaca-se, que na visão do autor, o modo de funcionamento do mercado de trabalho e de capital, sofre influência decisiva do governo, como regulador dos agentes nesse mercado. No âmbito do mercado de capitais concorrem também imperfeições que geram, inclusive, problemas de incentivos e de *moral hazard*.

A essas duas divisões acerca dos fatores causais que afetam a desigualdade, pode-se acrescentar as contribuições mais recentes dadas pela teoria do crescimento econômico. Assim, para esse intuito, vamos dividir os modelos de crescimento em pelo menos três tipos: a) os modelos de comércio: que apontam como a abertura comercial, e sua influência sobre a estrutura produtiva tendo efeito sobre a dinâmica do mercado de trabalho e, portanto nos salários relativos da mão-de-obra qualificada vis a vis a mão-de-obra não-qualificada; b) os modelos de economia política, que ressaltam a existência de conflitos sociais e políticos nas decisões de implementações de políticas governamentais que podem influenciar direta e indiretamente na distribuição de renda; c) os modelos de restrição especialmente de crédito, que, embasados nas hipóteses de imperfeições de mercado, mercados incompletos, e nas teorias de seleção adversa e moral hazard, acentuam como as condições restritas de capital e riqueza dos pobres, criam efeitos adversos sobre a relação entre desigualdade e crescimento ³.

Assume-se que os fatores apontados versam tanto sobre a renda individual, quanto à renda domiciliar.

A seção a seguir discute, dentro do escopo de algumas teorias os principais fatores que podem afetar a desigualdade de renda.

1.2 Características do Mercado de Trabalho

Sob a égide da economia neoclássica, e, portanto, sob o escopo do conceito funcional da distribuição da renda⁴, a curva de demanda de trabalho é formada pelo valor do produto físico marginal do trabalho, uma vez que para firmas maximizadoras, o custo de contratação de um

³ É evidente que as fontes de desigualdade citadas aqui não esgotam todos os fatores apontados pela literatura. Para citar outros artigos nessa direção ver: Feldstein (1998), Ferreira (2000). Em termos de uma divisão quanto os modelos que relacionam crescimento e desigualdade ver Barro (2000).

⁴ O que implica tratar o fator trabalho como homogêneo.

novo trabalhador deve ser igual ao que se gera de receita com este novo trabalhador. Por sua vez, pelo lado da oferta, os trabalhadores escolhem como alocar de forma ótima seu tempo entre trabalho e lazer, determinando o quanto desejam trabalhar em cada período de tempo. Uma hipótese simplificadora geralmente adotada é que os trabalhadores independentemente da sua escolha entre lazer e trabalho, precisam trabalhar, de modo que deve haver uma proporção relativamente fixa entre o número de trabalhadores e a parcela da população em idade de trabalho, tal que se assume, em cada momento, a curva de oferta de trabalho como dada, o que significa perfeitamente inelástica.

Assim, simplificando grosseiramente, a taxa de salário em cada indústria é dada pela interação das curvas de oferta e demanda por trabalho, que assim estabelecem o preço do trabalho para cada categoria funcional e ocupação, dependendo das elasticidades dessas duas curvas. Nessa estrutura a possibilidade de heterogeneidade da força de trabalho é tratada como pertencente a qualidades diferentes, uma deficiência que a teoria do capital humano veio em parte tentar superar (Lima, 1980).

Observa-se, entretanto, que para o comportamento das curvas de oferta e demanda de trabalho concorrem um conjunto de fatores que são responsáveis por seus deslocamentos ao longo do tempo, e cuja magnitude de influência de cada fator, depende de cada categoria e ocupação funcional específica que se está considerando. Além do mais, as políticas governamentais que regulamentam o mercado de trabalho também atingem de forma diferenciada as diferentes ocupações, podendo, inclusive, ser um mecanismo revelador de discriminações e segmentações nesse mercado de trabalho.

Quanto a esse último aspecto, os modelos voltados ao conceito da distribuição de renda quanto ao seu formato, trouxeram como contribuição a teoria neoclássica, a noção de que a renda dos indivíduos é determinada no mercado (mercado de trabalho), pela venda de uma grande variedade de atributos pessoais, que vai além da propriedade dos fatores, mas ligada a um conjunto de atributos físicos inatos e adquiridos pelo indivíduo ao longo de sua vida e no próprio processo de trabalho.

De fato, indivíduos com características produtivas idênticas podem ser tratados de forma diferenciada pelo mercado de trabalho, traduzindo-se em diferenciais de rendimentos entre esses indivíduos. Isto ocorre devido a processos de segmentação e discriminação que o próprio mercado cria.

A segmentação ocorre quando trabalhadores que são substitutos perfeitos na produção recebem diferentes salários simplesmente por estarem empregados em diferentes setores ou regiões. Ou como assinalam Ramos e Vieira (2001) a segmentação se caracteriza quando o processo que gera remunerações distintas ocorre sem nenhum critério explícito ou tangível, o que pode ser de natureza espacial – como é especialmente o caso brasileiro para as diferentes regiões – setorial ou mesmo ligada ao grau de formalidade da relação de trabalho da ocupação do indivíduo.

A discriminação, por sua vez, cria remunerações desiguais a partir de atributos não produtivos, tal como gênero, ou raça. Assim, novamente indivíduos considerados substitutos perfeitos na produção, mesmo empregados na mesma região ou setor produtivo e exercendo a mesma ocupação podem não receber igual remuneração.

Por outro lado, além das características não-produtivas, citadas acima, a remuneração salarial pode refletir simplesmente diferenças nas características produtivas dos indivíduos, particularmente a habilidade⁵, e esta é uma forma de desigualdade que também é revelada pelo mercado de trabalho, uma vez que este apenas está materializando uma característica pré-existente nos indivíduos, como heterogeneidades ocupacionais e educacionais, de treinamento e mesmo relativo à experiência.

Em suma, as características produtivas e não-produtivas dos indivíduos, que estão ligadas ao lado da oferta do mercado de trabalho, são importantes para a definição da distribuição da renda e sua dinâmica intertemporal, mas são decisivas em consonância com as características da demanda por trabalho e, portanto, não podem ser pensadas como fatores isolados como determinantes da renda.

O perfil da economia, seu funcionamento e evolução ao longo do tempo vão definir a característica da demanda por trabalho, onde concorrem também de maneira direta e indireta fatores institucionais, sociais e culturais que modelam o ambiente econômico em cada momento. Destaca-se também o papel das mudanças técnicas que ocorrem no interior da estrutura produtiva

⁵ Essa é uma característica, cujas *proxies* têm tido pouco apelo empírico. Assim, por exemplo, Devroye e Freeman (2000) tentando verificar o papel que as diferenças de dotações de habilidade teriam sobre a diferença da desigualdade de rendimentos entre os EUA, a Europa Ocidental e o Japão, concluíram que a maior parte da dispersão ocorre entre trabalhadores ditos idênticos.

de uma economia, pelo lado da demanda por trabalho, que afeta a distribuição de renda e, por esse canal, a desigualdade.

A hipótese mais testada empiricamente é se a mudança técnica vem acompanhada por um aumento da demanda por trabalho qualificado, em detrimento do trabalho não qualificado – esse tipo de mudança técnica é denominada na literatura de “viesada por habilidade”. Assim, sustenta-se que numa economia cuja tecnologia tenha esse viés, a acumulação de capital decorrente do processo de crescimento, ao aumentar a demanda por trabalho qualificado, desloca o salário dos trabalhadores qualificados – aqui se incluem tanto os trabalhadores com maior instrução como os situados em setores mais capital-intensivos – para cima, o que aumenta a diferença relativa entre o salário da mão-de-obra qualificada e mão-de-obra não-qualificada⁶.

A existência de diferenças produtivas bem definidas entre a mão-de-obra qualificada e não-qualificada e sua repercussão em termos de remuneração salarial é um dos temas mais discutidos na chamada *labor economics*. Sustenta-se, inclusive, que nas flutuações econômicas, a composição desses grupos pode ter um efeito positivo ou negativo sobre a desigualdade. Nos períodos de estagnação econômica, a demanda mais inelástica da mão-de-obra qualificada atuaria no sentido de aumentar a desigualdade, enquanto que nos períodos de expansão o efeito seria o contrário.

1.3 A Influência do Comércio Externo

Três teoremas⁷, por assim dizer, complementares, sustentam a hipótese de que a abertura comercial pode ter um efeito sobre a distribuição de renda em uma economia.

O primeiro intitulado Heckscher-Ohlin assevera que países exportam bens que usam intensivamente os fatores de produção que são relativamente abundantes internamente e importam bens que usam intensivamente fatores que são relativamente escassos. Como resultado, o comércio aumenta a demanda interna por fatores abundantes, devido à expansão dos setores exportadores, e reduz a demanda por fatores escassos, devido à contração dos setores que competem com as importações, com correspondentes efeitos sobre os preços dos fatores. Em países em desenvolvimento, onde a mão-de-obra não-qualificada é abundante e a mão-de-obra

⁶ Para uma Discussão ver Grossman (2000).

⁷ Para uma análise formal ver: Wong, Kar-yiu (1995).

qualificada é escassa, o comércio tende a aumentar o salário dos trabalhadores não-qualificados e baixar o salário dos trabalhadores qualificados, e, portanto diminui o diferencial entre eles.

O segundo teorema Stolper-Samuelson trouxe como principal inovação a demonstração mais direta da relação entre o preço de uma mercadoria (bem exportado) e o preço de um fator usado mais intensamente na sua produção. Assim, o que este teorema diz especificamente é que a subida do preço de uma mercadoria elevaria a recompensa real do fator usado mais intensamente no setor produtor daquela mercadoria em detrimento da recompensa real do outro fator. O raciocínio é simples: na produção de duas mercadorias, quando uma sobe o preço, estimula a sua produção atraindo os fatores de produção do setor que não a produziu. Se por hipótese o setor que não a produziu for mais intensivo em trabalho, ocorre um excesso de demanda por capital e um excesso de oferta de trabalho elevando o preço do capital em relação ao do salário.

Ao contrário ocorreria se o setor que a produziu fosse mais intensivo em trabalho. E isto pelo que se pensava, seria o caso dos países em desenvolvimento (intensivos no seu setor exportador do uso de mão-de-obra não-qualificada). De fato, assumindo as hipóteses dos dois teoremas anteriores, particularmente de que a tecnologia é dada para a produção de cada bem, e que existe uma relação funcional fixa entre a produção de bens e de fatores, o que implica uma relação também similarmente fixa entre os preços dos bens e dos fatores (salários), mudanças nos preços dos produtores domésticos aumentaria o salário da mão-de-obra não-qualificada em relação à mão-de-obra qualificada com conseqüente queda na desigualdade.

Por último, o teorema de Rybczynski, sustenta que se não houver uma reversão da intensidade de fatores, a diversificação na produção, com preços das mercadorias (e, por conseguinte, dos fatores) mantidos constantes, um aumento na dotação de um fator levará a um incremento mais do que proporcional no produto do setor que o usa de forma mais intensiva, com uma conseqüente diminuição na produção do outro setor. A intuição por trás desse teorema é que quando aumenta a dotação do fator (digamos trabalho) o setor mais intensivo em trabalho se expande para absorver esse incremento no fator, mas o faz criando um efeito posterior sobre setor capital-intensivo, uma vez que vai precisar de capital adicional para expandir a produção futura. Assim, o setor intensivo em capital também aumenta sua demanda por trabalho, de modo que no final a taxa de crescimento do emprego e a taxa de crescimento do produto no setor intensivo em trabalho será maior que o aumento na dotação de trabalho.

Os trabalhos voltados a testar empiricamente esses três teoremas, especialmente os dois primeiros não chegam a resultados consensuais. Enquanto De Long e Summers (1991), Dollar (1992) e Krueger (1997) concluem pelos efeitos positivos do comércio sobre o crescimento, Bourguignon e Morrisson (1990), assinalaram que, para o caso dos países em desenvolvimento, o efeito do comércio depende do nível de proteção sobre a distribuição da dotação e a abundância dos recursos, atuando de forma negativa em países abundantes em terras e recursos naturais, bem como quanto mais protecionistas fossem esses países.

Greenaway, Morgan e Wright (1997) resumindo a evidência dos programas de liberalização e reforma comercial sobre o crescimento de uma amostra longa de países, afirmam que geralmente (pós-reforma) ocorre uma melhora do Balanço de Pagamentos em Transações Correntes, em parte devido a um incremento da taxa de crescimento dos produtos exportados, mas também em um segundo momento devido à compreensão das importações. Por sua vez, o resultado das experiências dos vários países sustenta um efeito ambíguo sobre o crescimento, cujas explicações tem se focado em três vertentes: desenho do programa, implementação do programa e a fraca resposta da oferta. Esta última embasada na hipótese de baixa elasticidade da oferta, e/ou na baixa credibilidade do governo em conduzir a reforma.

Por seu turno, no sentido de testar empiricamente, os efeitos da abertura comercial sobre a desigualdade, os resultados também não são nada consensuais. Enquanto Edwards (1997) apresentou evidências de que não haveria relação entre abertura e desigualdade, Spilimbergo (apud Barreto; Lima 2003), considerando que a dotação permanecesse constante ao longo do tempo, para uma análise de dados em painel, chegou ao resultado de que a abertura poderia mesmo causar um aumento da desigualdade, ainda que tenha encontrado que este não seria o caso para países mais dotados em recursos naturais. De igual modo Fischer (2001), usando uma estrutura similar (de dados em painel), mas procurando verificar o efeito dinâmico da mudança da propriedade dos ativos, chega à conclusão de que a mobilidade de capital, (tendo efeito crítico a taxa de juros), pode reverter os efeitos positivos do comércio em atenuar a desigualdade no longo prazo, especialmente em países com maior abundância de terra.

Por fim, o trabalho de Wood (1998) que analisando a experiência de dois blocos de países para períodos distintos: leste asiático nas décadas de 1960 e 1970 e a América Latina ao final da década de 1980 e início da década de 1990, observou diferentes resultados quanto aos efeitos do

comércio sobre a desigualdade. E concluiu que à abertura comercial nos países da América Latina foi acompanhado por um aumento e não uma queda nas desigualdades salariais.

1.4 Distribuição Desigual de Capital Humano

A teoria do capital humano desenvolvida inicialmente por Becker (1964) e Schultz (1972), tomou grande impulso ao final da década de 80, quando suas idéias passaram a serem utilizadas pela teoria do crescimento econômico. Assim, seja tratando o capital humano diretamente como um fator de produção (Azariadis; Drazen, 1990; Mankiw, Romer; Weil, 1992; Benhabibi; Spiegel, 1994), ou tomando seus efeitos indiretos na forma de externalidades (Romer, 1986, 1990; Lucas, 1988) o impacto positivo da educação sobre o crescimento econômico, vem sendo enfatizado em diversos modelos teóricos e estudos empíricos. Ademais, nesses mesmos artigos as diferenças dos países quanto à escolaridade tem sido apontada como decisiva para explicar o *gap* entre países pobres e ricos.

Dessa forma, embora a teoria do crescimento não tivesse como foco principal estudar a desigualdade de renda, os estudos sobre convergência entre os países, tiveram um papel importante no desenvolvimento de modelos explicativos da desigualdade entre os países, o que foi feito em grande parte com a introdução das idéias que a teoria do capital humano e desenvolvimento tecnológico introduziram na teoria econômica⁸.

Por outro lado, a nível micro, a importância da educação também tem sido evidenciada, tal que, como assinala Lydall (1976), entre as teorias que procuram explicar a desigualdade de rendimentos, existe o caso extremo de valorização de apenas o fator investimento em capital humano e treinamento no trabalho na explicação da dispersão na distribuição de renda.

Os partidários da teoria do capital humano apontam que existe uma correlação positiva entre o nível de capital humano e a taxa de retorno do trabalho, uma vez que ela aumenta as habilidades, conhecimento, ou saúde do trabalhador, permitindo-o que aumente sua produtividade na produção. Todavia, o investimento em capital humano não se restringe à educação, mas versam sobre um conjunto de atividades como (Becker, 1964): - *on-the-job training*, que é o processo de aprendizagem que ocorre no exercício do trabalho e que resulta de treinamento geral ou treinamento específico; estudo; outros conhecimentos, como adquirir informações sobre

⁸ Uma interessante abordagem sobre esse ponto pode ser vista em Fagerberg (1994).

preços e rendas, que influenciam acerca das decisões de emprego e consumo; aumento da saúde emocional e física das pessoas, que se dá especialmente via assistência médica.

Dada a influência positiva da educação direta e indireta sobre a produtividade do trabalho, existe um incentivo para que os indivíduos invistam em educação, na medida que o retorno esperado – a taxa de retorno da educação sobre a sua remuneração futura – seja superior aos custos diretos e indiretos (inclusive de oportunidade) de adquiri-la no presente.

Importante se ressaltar também, que educação e habilidade cognitiva não são exatamente a mesma coisa. Em verdade, como ressaltado na Figura 1, indivíduos nascem com uma habilidade cognitiva fruto de uma carga genética que pode ser desenvolvida ou não ao longo do tempo. Desse modo, pressupõem-se que ao longo do tempo o processo de educação formal, principalmente, desenvolva essa capacidade ou habilidade cognitiva do indivíduo e isso se traduza no futuro em um aumento do potencial produtivo do seu trabalho. Portanto, o processo pelo qual os indivíduos vão adquirindo conhecimento formal, e, portanto, maior escolaridade ao longo de seu ciclo de vida, mas também outras formas que melhorem direta ou indiretamente seu desempenho futuro no trabalho, podem ser pensadas relacionadas com a formação do estoque do capital humano de um indivíduo, e por extensão, com algumas ressalvas do estoque de capital humano de um país.

Há de se ponderar nessa discussão, que a habilidade cognitiva do indivíduo é uma variável não observável, de modo que, na função salário a variável que aparece como variável endógena é a educação, expressa como *proxy* o grau de escolaridade do indivíduo em um dado tempo de referência.

Além do mais, como já referido antes, o investimento em capital humano modifica a estrutura da demanda por trabalho e, por seu turno a decisão de investir em educação dos indivíduos é influenciada pelo diferencial de remuneração que a educação marginal (medida, em geral, como um ano adicional de escolaridade), fornece ao indivíduo. Dessa maneira, em lugares em que existe um estoque de capital humano considerável e que acompanha a estrutura de demanda da economia por essa mão-de-obra qualificada, maior o rendimento médio da população e menor as disparidades de renda entre esses indivíduos. Do contrário, em lugares em que existe um baixo estoque de capital humano, e uma economia com uma demanda pouco desenvolvida nessa direção, menor a renda média da população, bem como maior as disparidades de renda

desses indivíduos, porque maior o retorno da educação para os “poucos” indivíduos com um elevado grau de escolaridade e que são absorvidos por essa economia.

Segundo Ram (apud Menezes-Filho, 2001), existem duas formas através das quais a educação pode afetar a desigualdade, uma com impacto negativo e outra com impacto positivo sobre a mesma. Uma expansão educacional a partir de níveis educacionais baixos tende a aumentar a desigualdade, uma vez que aumenta os desvios educacionais entre a nova geração que receberá maior instrução e a antiga que não se beneficiara diretamente da mesma. Por outro lado, a expansão educacional pode ter um impacto redutor das desigualdades na medida que diminui os diferenciais de salários associados à mesma em cada momento. Todavia, esse canal atua em consonância com a demanda e a oferta pelos vários grupos educacionais; o viés tecnológico (que atua diretamente sobre a demanda); o comércio internacional; e os padrões de consumo interno e crescimento da renda.

Segundo Easterly e Rebelo (1993) e Sylwester (2000), a desigualdade demanda maiores gastos em educação (como forma de atenuá-la), e os efeitos desse incremento dos gastos em educação sobre o crescimento é que são discutíveis. No primeiro caso, Easterly e Rebelo, encontram um efeito positivo do crescimento associado a esses gastos. Por outro lado, Sylwester encontrou que o efeito contemporâneo dos gastos em educação pode mesmo ser negativo, enquanto que seu efeito prévio tenha um impacto positivo. A causa para a redução do crescimento contemporâneo poderiam ser os próprios custos associados à educação e esse poderia ser um bom “elo”, segundo o autor, do porque a desigualdade afeta negativamente o crescimento.

Em alguns modelos, a importância do capital humano sobre a desigualdade ocorre de maneira indireta, uma vez que ele afeta o investimento e o produto, bem como as possibilidades de ajustamento a choques externos (Galor; Zeira, 1993). Em outros modelos, num contexto de mercados incompletos de capital humano, em que o nível de educação é um bem público local, pode-se criar uma estratificação endógena entre pobres e ricos, o que conduziria a persistência da desigualdade de renda (Durlauf, 1992).

Existe ainda uma classe de modelos que relaciona como a fertilidade afeta o acesso à educação (investimento em capital humano) e se torna um canal detrimental ao crescimento.

1.5 Crescimento ↔ Desigualdade

Como já ressaltado, a literatura sobre desigualdade tem seu desenvolvimento recente fortemente influenciado pelos modelos que relacionam crescimento e desigualdade. Assim, de forma sucinta, vamos tratar de alguns desses desenvolvimentos, uma vez que eles sugerem novos fatores relevantes para explicação da desigualdade de renda.

A relação entre crescimento e desigualdade não possui um sentido único, em verdade, existe uma relação de dupla causalidade, uma vez que os canais que perpetuam o crescimento atuam no sentido de promover a distribuição econômica (de renda, riqueza ou em caráter mais desagregado de salários e vice-versa). Assim, em termos analíticos, pode-se partir de uma dada distribuição inicial (de uma economia) e da desigualdade medida naquele momento e verificar como ela evolui a partir de um processo de crescimento sustentado. Então, o ponto de partida pode ser o efeito de como essa distribuição inicial (desigualdade) influenciou o processo de crescimento, ou pode-se verificar como o crescimento impactou a distribuição e, desta forma, a desigualdade. No estágio atual de desenvolvimento da economia de quaisquer países existe sempre um efeito de feedback entre elas e, portanto, de dupla causalidade.

Os estudos que tentam verificar esse efeito recíproco como um efeito de apenas um sentido, estão fazendo apenas uma abstração quanto à natureza empírica real do problema. Essa observação é importante porque como, é feito pela literatura⁹, os estudos pertinentes, aqui apresentados, serão divididos entre àqueles que analisam o efeito do crescimento sobre a desigualdade e os que analisam o efeito da desigualdade sobre o crescimento. A partir dessa divisão, inclusive, serão apresentadas novas explicações teóricas, que sustentam os diferentes fatores apontados como determinantes da geração e manutenção da desigualdade¹⁰.

⁹ A esse respeito, um interessante artigo é apresentado por AGHION P., CAROLI E. e GARCIA-PEÑALOSA C.. 1999.

¹⁰ Segundo Figini (1999) é possível agrupar os modelos que tratam da relação entre crescimento e desigualdade em seis famílias: a) modelos de economia política, b) modelos de imperfeição no mercado de capitais, c) modelos integrados, d) modelos de instabilidade sócio-política, e) modelos que relacionam educação e fertilidade e f) modelos baseados em comparações sociais.

1.5.1 Desigualdade → Crescimento

Na literatura de crescimento, tanto do ponto de vista teórico quanto empírico, há uma grande controvérsia sobre se a relação da desigualdade é positiva ou prejudicial ao crescimento.

O impacto detrimental da desigualdade sobre o crescimento tem sua sustentação teórica na idéia tradicional de que a riqueza, tanto em nível individual, quanto agregado determina as oportunidades de investimento em capital físico e capital humano, com efeito direto sobre a taxa de crescimento da economia e mesmo sobre as flutuações econômicas, o que aumenta a volatilidade da economia. Isso é reforçado pelas restrições de crédito a que estão sujeitos os indivíduos de renda (riqueza) mais baixa e o que a teoria microeconômica moderna mostrou, criam também um problema de incentivo e de *moral hazard*. Além disso, a desigualdade poderia afetar o crescimento por outros dois canais. O primeiro diz respeito ao processo de decisão política, no qual o eleitor mediano poderá influenciar o governo na implantação de políticas de distribuição de renda e de fatores de produção. O segundo ocorre através de mecanismos que afetam estabilidade social, com custos sociais adicionais como a violência em decorrência da distribuição desigual dos recursos entre os residentes de uma economia, ou mesmo criam conflitos distributivos prejudiciais ao crescimento posterior (Alesina; Rodrik, 1994).

A seguir são apresentadas de forma reduzida as duas principais teorias que sustentam um efeito negativo da desigualdade sobre o crescimento.

1.5.1.1 Imperfeições no Mercado de Crédito, Moral Hazard e Incentivo.

Em artigo de 1981, Stiglitz e Weiss (1981), apresentaram as bases da teoria do mercado de crédito em um contexto de seleção adversa. Nesse artigo, três hipóteses foram o foco dos modelos de restrição de crédito utilizados nas teorias de crescimento. A primeira era que os emprestadores não podiam distinguir entre os diferentes graus de risco entre os tomadores de empréstimo. A segunda era que os contratos tinham uma responsabilidade limitada para o tomador de empréstimo. E por fim, que a análise se restringia a involuntário *default*. Todavia, esta responsabilidade limitada, pode levar a que o emprestador fique relutante em aumentar a taxa de juros acima de um certo nível, o que cria um problema de incentivo aos emprestadores, pois isto limita o seu retorno. Além disso, intrinsecamente se cria um problema de *moral hazard*, uma

vez que a responsabilidade limitada reduz o esforço daquele toma o empréstimo em evitar o *default*.

De fato, como acentuaram Aghion e Bolton (1997), os indivíduos de baixa renda que são obrigados a tomar emprestado para investir, não realizam o esforço necessário (ótimo), ou pelo menos o esforço que o prestador gostaria que ele exercesse para que o empreendimento seja bem sucedido, na medida que a perda maior recai sobre o prestador, caso o mesmo não o seja.

Nessa mesma direção, Aghion, Caroli e Garcia-Peñalosa (1999) concluem que quando os mercados são altamente imperfeitos e a tecnologia de produção exhibe retornos decrescentes do capital, a desigualdade afeta negativamente o crescimento, especialmente porque tem um efeito detrimental dos agentes sobre o capital humano. Além disso, esse efeito detrimental é acentuado quanto menos desenvolvido é o mercado de crédito e maior a separação entre “prestadores” e investidores ensejando os problemas de *moral hazard* e de incentivo.

Também o próprio colateral afeta o esforço e o retorno do tomador de empréstimo, uma vez que aqueles que possuem maior riqueza para colocar como colateral obtêm crédito mais barato e, portanto, maiores incentivos para trabalhar com mais afinco (Ghosh; Mookherjee; Ray, 2000).

1.5.1.2 Modelos de Economia Política

Nesses modelos, sob o pressuposto de que o regime político vigente seja democrático, parte-se da idéia de que quanto mais baixa a renda do votante mediano ou pivotal – que politicamente pode exercer uma influência nas decisões públicas através do voto – aumenta-se a pressão para que o governo exerça algum tipo de política de redistribuição. E isto, por sua vez, desestimula o investimento privado.

A diferença dos modelos sob este escopo, como assevera Ros (2000), depende do tipo de gasto governamental considerado: investimento público (Alesina e Rodrik, 1994), transferências do rico para o pobre (Person e Tabellini, 1994), e redistribuição do capital para o trabalho (Bertola, 1993).

Em quaisquer dos casos, existe algum tipo de mecanismo de transferência compensatório que acaba por aumentar as distorções nas decisões econômicas.

Os outros modelos incluídos aqui como de economia política dizem respeito àqueles que acentuam o papel da desigualdade em criar instabilidade e conflitos sócio-políticos na economia. O efeito detrimental da desigualdade nesse particular ocorre por vários canais. Primeiro, porque cria um forte incentivo para certos grupos sociais se engajarem em atividades de *rent-seeking*, ou predatórias. Segundo, porque motiva uma inquietação quanto à segurança dos direitos de propriedade e incerteza acerca da distribuição dos recursos, incluindo um aumento no risco de expropriação. Terceiro, porque a desigualdade de renda e riqueza pode também motivar os pobres em atividades criminosas, com custos sociais bastante significativos para a economia e sociedade.

Por fim, o excesso de desigualdade poderia conduzir a algum tipo de polarização, diminuindo as possibilidades de um consenso quanto à implantação de reformas políticas ou mesmo quanto à segurança na manutenção de contratos e direitos de propriedade.

Situado entre as duas divisões acima está o artigo de Benabou (1996), que analisa como ocorre a redistribuição num processo votante com imperfeição no mercado de crédito. Assim, em um contexto de geração sobrepostas, o autor mostra que a desigualdade evolui endogenamente em resposta às restrições de crédito e política, não sendo afetada pelo nível do desenvolvimento econômico.

1.5.2 Crescimento → Desigualdade

A famosa relação de “U” invertido entre crescimento econômico e distribuição da renda pessoal observada inicialmente por Kuznets (1955) para os EUA, Grã-Bretanha e Alemanha, teve sua explicação calcada essencialmente no diferencial de rendimentos entre uma economia agrícola e uma economia industrial. A idéia básica era que a distribuição de renda tem que ser pensada como uma combinação da distribuição de renda da população rural e urbana, com a renda da população rural sendo tanto mais baixa na média quanto mais igualmente distribuída do que nas áreas urbanas. Assim, com o aumento da industrialização e conseqüentemente da urbanização, a parcela da renda apropriada pelos 20% mais pobres da população, declina. Além

do mais, quando a renda cresce o diferencial de renda *per capita* entre as áreas rural e urbana persistiria ou mesmo se alargaria, uma vez que o crescimento da produtividade na área urbana seria maior que na área rural.

Às explicações inicialmente apontadas por Kuznets, centrada na migração de recursos e fatores do setor rural (agrícola) para o setor urbano (industrial), foi acrescentada uma série de outros elementos como, por exemplo, as diferenças tecnológicas inter-setoriais e seu *gap* temporal de ajuste em termos das diferenças de produtividade (Galor; Tsiddon 1997 e Helpman 1997).

Ademais, recentes estudos empíricos têm apontado para um substancial aumento na desigualdade (dos ganhos do trabalho) em países que observaram historicamente um crescimento sustentado. Isso ocorreu em países da OCDE durante os últimos 20 anos, especialmente no UK e USA. Entre os fatores que são atribuídos para esse aumento da desigualdade em países que experimentam processos de crescimento duradouros estão (Aghion; Caroli; Garcia-Peñalosa, 1999): a) aumentos nos diferenciais educacionais de salários, isto é, a desigualdade salarial devido a diferentes *cohorts* educacionais, especialmente entre os universitários graduados e os trabalhadores sem nenhuma qualificação; b) um aumento no diferencial de salários devido à idade, com um expressivo aumento do salário do mais velho em relação ao mais novo; c) um aumento da desigualdade entre os grupos salariais não caracterizadas pelos grupos acima.

Também, Rubinstein e Tsiddon (1998) apresentaram evidências de um crescimento na desigualdade salarial dentro dos grupos educacionais dos EUA, observado, inclusive, que a dispersão é tanto maior quanto mais educados são os trabalhadores. Analisando a oferta e demanda por diferentes tipos de trabalho, os autores apontam que houve uma aceleração da taxa de crescimento da demanda relativa por habilidade, o que, por sua vez, tem aumentado o prêmio por habilidade. Concorrem para esse fato, segundo os autores dois eventos: o impacto do comércio e uma mudança tecnológica viesada por habilidade. No primeiro caso, houve um deslocamento em favor de políticas orientadas para as exportações em muitos países em desenvolvimento. No segundo caso, concorreram para isso à rápida difusão de computadores nos locais de trabalho. Uma terceira explicação mais recente foi acrescentada: o papel da mudança organizacional dentro das firmas. Essa mudança teve impacto sobre o modo pelo qual os trabalhadores interagem e aprendem no local de trabalho, com influência direta sobre sua produtividade e, conseqüentemente sobre os salários.

Por fim, vale acrescentar, para uma análise mais detalhada da relação entre crescimento e desigualdade na conformação da forma de “U-invertido” os dois fatores apontados por Ros (2000): mudança na composição da dotação de fatores e estrutura de retornos e evolução das disparidades urbano-regionais.

1.5.2.1 Mudanças na Composição da Dotação de Fatores e Estrutura dos Retornos

A literatura sobre crescimento também enfatiza que mudanças na estrutura de retorno dos fatores e a assimetria da distribuição da dotação desses fatores têm um papel importante na persistência da desigualdade dos países em desenvolvimento. De fato, tem-se enfatizado que os países em desenvolvimento têm uma abundância relativa de mão-de-obra não-qualificada e uma escassez relativa de capital físico e mão-de-obra qualificada. Todavia, na presença de baixos níveis de educação, mesmo aumentando o retorno da educação e capital físico como resultado de retornos crescente de escala desses fatores esse aumento é limitado devido à presença de uma elevada oferta elástica de mão-de-obra não-qualificada. Assim, quando a renda cresce decorrente do processo de crescimento econômico, a composição da dotação de fatores muda e a presença de retornos crescentes para os fatores desigualmente distribuídos tende a aumentar a desigualdade, especialmente ao longo dos níveis de renda baixa e média.

1.5.2.2 Evolução das Disparidades Regionais

A hipótese principal aqui é entender o processo de influência do crescimento sobre a desigualdade de renda a partir da evolução das disparidades urbano-rurais na transição de uma economia essencialmente agrária para uma economia industrial. Assim, assume papel decisivo a migração urbano-rural sob condições de retornos crescentes e mobilidade imperfeita de trabalho.

Observa-se que a urbanização é entendida como um aumento da força de trabalho urbana relativa à rural, o que tem um efeito equalizador sobre as disparidades urbano-rurais.

Ao longo do tempo a migração ocorre a uma taxa que aumenta com o prêmio o salário urbano e a taxa de migração é uma função crescente do diferencial entre os salários urbanos e rurais.

Uma maior taxa de migração reduz o nível de emprego daqueles engajados na produção agrícola e aumenta o produto médio do trabalho neste setor, dada a presença de retornos decrescentes do trabalho.

Um aumento do estoque de capital aumenta a demanda por trabalho no setor urbano, o que leva a um incremento do prêmio do salário urbano tanto quanto da taxa de migração. Com isso a acumulação de capital incrementa as disparidades urbano-rurais.

Em resumo, a evolução das disparidades urbano-rurais irá depender da extensão de cada um dos efeitos citados. O efeito não-equalizador da acumulação de capital e o efeito equalizador da urbanização, o que depende, por seu turno, da composição urbano-rural da força de trabalho.

2 CARACTERÍSTICAS DA DESIGUALDADE BRASILEIRA E SUAS INTERPRETAÇÕES

2.1 Características Particulares da Desigualdade Brasileira

A desigualdade brasileira tem algumas especificidades próprias, de forma que existem certas características que a distinguem dos padrões da desigualdade de renda observada nos demais países, mesmo com relação ao grupo dos países em desenvolvimento. Assim, a identificação dessas características singulares é importante para se poder determinar a dinâmica da distribuição ao longo do tempo, bem como seus fatores determinantes.

A primeira característica a destacar é quanto a sua magnitude relativa, tanto com relação ao seu grau de riqueza interna, quanto a sua posição relativa para com países em condições sócio-econômicas semelhantes.

No primeiro caso, apesar do país possuir uma renda total (PIB total) superior a quase a totalidade dos países em desenvolvimento e mesmo uma renda *per capita* que o coloca no grupo dos países de renda média, a repartição tão desigual dessa renda acabou por criar um contingente populacional de pobres muito grande¹¹, seja em termos relativos, mas principalmente em termos absolutos¹². Dessa característica que denota um vínculo direto entre desigualdade e pobreza no país, derivam três elementos indissociáveis como descrito em Paes de Barros et al (2000) e compartilhado por Rocha (2003).

Primeiro, é que o Brasil não é um país pobre, mas um país com muitos pobres, cuja origem da pobreza não reside na escassez de recursos. Isto quer dizer que o país é capaz de gerar riqueza (renda) suficiente para eliminar o contingente de pobres da população. Segundo, é que a intensidade da pobreza brasileira está ligada à concentração de renda – tal inferência resulta do fato que a renda *per capita* e mesmo a renda média, especialmente essa última é bastante superior à renda que define a linha de pobreza. Nos estados mais ricos do país, inclusive, a renda *per capita* chega a ser comparável à de países colocados no grupo dos países de renda alta. E por fim,

¹¹ No linguajar, que depois tomou forte conotação política: “de excluídos”, que engloba aqueles que são desprovidos de condições mínimas de sobrevivência.

¹² Aqui se refere ao contingente populacional que está abaixo da linha de pobreza e mesmo da linha de indigência. A discussão da relação entre pobreza e desigualdade é feita de forma mais detalhada em capítulo posterior.

quase que como um corolário dos dois elementos anteriores, tem-se que a distribuição eqüitativa seria mais do que suficiente para eliminar a pobreza.

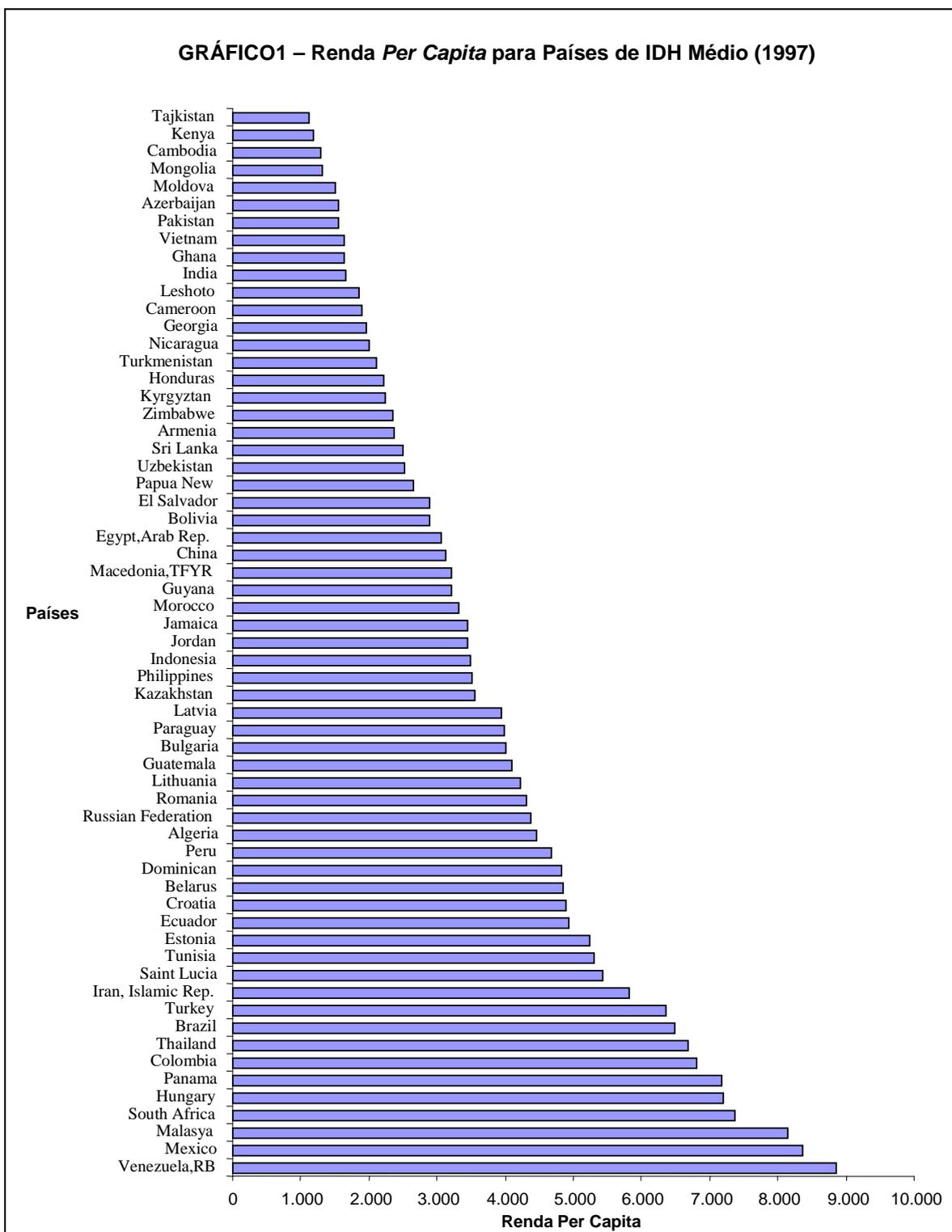
Acerca dos três pontos levantados acima, duas observações são bastante pertinentes. A primeira é que, embora a relação causal direta entre má distribuição de renda e pobreza seja plenamente aceita na literatura, elevações da renda real não têm tido um impacto significativo sobre a distribuição de renda, tanto quanto sobre a pobreza. A segunda é que a desigualdade de renda assume uma magnitude extremada, não só para os indivíduos, mas também para as famílias e em relação a diferentes conceitos de renda que se possa tomar, seja para aquela derivada apenas do rendimento do trabalho, seja considerando todos os tipos de fontes de renda.

Por outro lado, quando comparada à desigualdade brasileira com a observada em países de renda *per capita* similar, ou mesmo para um corte espacial, comparando-a apenas com países da América Latina ou mesmo a América Sul, o Brasil assume um *ranking* nada desejável de primeiro lugar em desigualdade de renda.

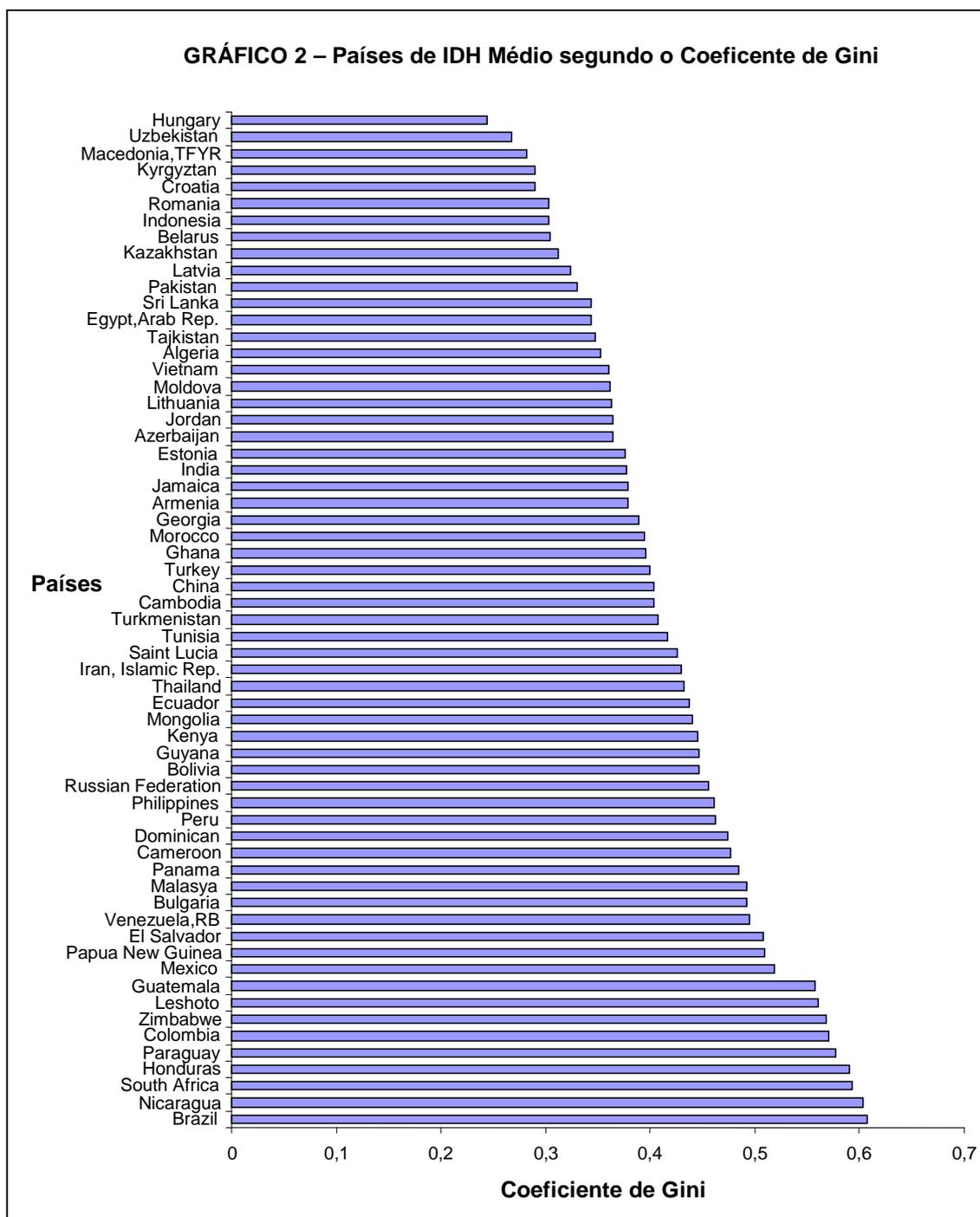
De forma mais rigorosa, a desigualdade de renda brasileira é superior mesmo a de países em condições sócio-econômicas consideradas bem inferiores, como, por exemplo, a da grande maioria dos países localizados na África-Subsahariana¹³.

Para ilustrar a situação do Brasil, em termos mundiais, as Figuras 2 e 3 retratam, respectivamente, a posição relativa do Brasil no ano de 1997 entre os países de IDH médio, quanto à renda *per capita* e o índice de Gini. Percebe-se, contrastando os dois gráficos, que embora o Brasil possua uma renda *per capita* alta, no conjunto desses países, é também o que apresenta o pior índice de Gini.

¹³ Historicamente, onde se agrupa a maioria dos países de renda baixa, segundo a classificação adotada por diversos organismos internacionais como o Banco Mundial e a ONU.



Fonte: UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAM. Human Development Report 1999. NY: Oxford Universit Press, 1999.



Fonte: UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAM. Human Development Report 1999.
 NY: Oxford Universit Press, 1999.

A segunda característica a se destacar da desigualdade brasileira é a sua persistência ao longo do tempo. De fato, existe uma estabilidade histórica dos índices de desigualdade em termos absolutos, que descreve tanto a distribuição da renda individual como o rendimento familiar/domiciliar. Como afirmaram Barros; Henriques e Mendonça (2000) “é uma estabilidade que se mantém independente das transformações e mudanças cíclicas da economia”. Mesmo os “choques” observados, em decorrência dos vários Planos de Estabilização, que se seguiram entre as décadas de 1980 e 2000, tiveram um efeito pouco durador para atenuar a desigualdade.

Além do mais, essa característica atinge tanto a população em conjunto quanto somente a população urbana, e novamente para qualquer conceito de renda que se possa tomar, seja a renda derivada somente do trabalho ou a renda resultante de todas as fontes.

A estabilidade da desigualdade concomitante com o crescimento da renda média, de um lado, e o crescimento da pobreza extrema, do outro são ressaltados por Ferreira e Barros (1999) como um dos principais “enigmas” que descrevem a particularidade da desigualdade brasileira.

Um ponto que merece destaque é que, ao longo da década de 1980 até a metade da década de 1990, a desigualdade entre as pessoas se manteve sempre superior à das famílias, entretanto, a partir da segunda metade da década de 1990, houve uma reversão desse processo, com a distribuição da renda das famílias apresentando um coeficiente de Gini superior ao experimentado pela distribuição da renda pessoal, ainda que com uma tendência decrescente dos dois índices (Rocha, 2003).

A Tabela 1 a seguir apresenta a distribuição da renda brasileira no início de quatro décadas, segundo os décimos apropriados pela população, onde se verifica claramente que não ocorre nenhuma mudança substancial quanto à repartição da renda e, ao contrário, comparando os dois primeiro décimos com o último décimo, verifica-se que houve uma melhora relativa progressiva das camadas da população situadas no décimo mais rico, em detrimento da piora dos dois primeiros décimos mais pobres. E essa é a terceira característica marcante da desigualdade brasileira.

TABELA 1

Proporção da Renda Total Apropriada pelos Décimos mais Pobres da Distribuição da População Economicamente Ativa com Renda Positiva

Décimo	1960	1970	1980	1990
Primeiro	1.17	1.16	1.18	0.81
Segundo	2.32	2.05	2.03	1.80
Terceiro	3.42	3.00	2.95	2.20
Quarto	4.65	3.81	3.57	3.04
Quinto	6.15	5.02	4.41	4.06
Sexto	7.66	6.17	5.58	5.47
Sétimo	9.41	7.21	7.17	7.35
Oitavo	10.85	9.95	9.88	10.32
Nono	14.69	15.15	15.36	16.27
Décimo	39.66	46.47	47.89	48.69

Fonte: Barros e Mendonça (1995)

A terceira característica marcante da desigualdade brasileira, em parte identificada na Tabela 1, é que a desigualdade de renda no Brasil se concentra na cauda superior da distribuição (Barros: Mendonça e Duarte, 1997). Isto quer dizer que a concentração de renda ocorre particularmente em favor dos 10% ou mesmo 1% mais ricos da população, o último décimo e último centésimo da distribuição, respectivamente. É isto que caracteriza sua evolução ao longo do período de 1960/1990. Como ressaltado por Rocha (2003), o coeficiente de Gini gerado de uma distribuição truncada a partir do segundo percentil já reduz significativamente a sua magnitude, ainda que ele permaneça elevado.

A consequência prática dessa característica é que a desigualdade brasileira não tem persistido, em virtude de uma piora da situação dos pobres, necessariamente, mas em função de uma melhora da condição dos mais ricos.

Concomitante a essas três características apontadas antes de natureza, digamos estrutural da desigualdade brasileira, algumas outras características, que são antes reflexo, do próprio ambiente econômico e de seus agentes devem ser destacadas, porque de forma direta ou indireta contribuem para a definição da distribuição de renda no país. Aqui, inclui-se especialmente o modo de funcionamento do mercado de trabalho, que já se comentou é capaz de criar ou manifestar vários tipos de discriminação e segmentação, que são deveras importantes para a caracterização da desigualdade brasileira.

2.2 Características do Mercado de Trabalho Brasileiro

Algumas dessas características assumem um caráter permanente, como as relativas à existência de discriminação e segmentação, todavia, são ressaltadas, também, algumas características mais recentes do mercado de trabalho.

2.2.1 Discriminação no Mercado de Trabalho Brasileiro

A discriminação tem sido uma das características importantes do mercado de trabalho brasileiro, com um rendimento das mulheres significativamente abaixo daquele observado pelos homens, bem como do rendimento da população não-branca para com a população branca.

A despeito da natureza cultural, social e histórica que essas características representam, vamos nos limitar a tomar essas características como dadas, isto é, não nos cabe discutir suas origens, mas tão somente verificar suas implicações no processo de determinação das desigualdades de renda no país.

A Tabela 2 a seguir ilustra para dois conceitos de renda das pessoas em idade ativa - PIA, a discriminação existente no mercado de trabalho brasileiro. Desse modo, para a renda da PIA considerando todas as fontes de rendimentos, a renda média real das mulheres é em média 58% menor que a dos homens, enquanto que para a renda média da PIA considerando somente os rendimentos provenientes do trabalho principal, a renda média real das mulheres é, em média, 43% menor que a dos homens.

TABELA 2
Discriminação na Renda por Sexo no Brasil: 1992-2001

Tipo de Renda	Gênero	Anos								
		1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999	2001	
Renda média mensal real, em reais, das pessoas em idade ativa proveniente de todas as fontes.	Masculino		394	431	548	545	545	542	502	500
	Feminino		147	156	218	227	227	232	227	541
Renda média mensal real, em reais, das pessoas em idade ativa proveniente de todos os trabalhos das pessoas ocupadas.	Masculino		467	513	659	682	677	667	614	618
	Feminino		248	260	357	400	389	396	373	390

Fonte : IBGE – Síntese dos Indicadores 2001.

Nota: Exclui o rendimento da população da área rural de Rondônia, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá. Valores inflacionados pelo INPC com base em setembro de 2001.

Vale ressaltar, que a evidência de processo discriminatório que perdura ao longo do tempo tem sido bastante ressaltado na literatura, com resultados não ambíguos acerca da magnitude da contribuição desse fator, tanto quanto ao gênero como a raça para explicar a desigualdade de renda brasileira. Assim, passando pelo estudo pioneiro de Camargo e Serrano (1983) quanto ao sexo, até os estudos mais recentes como de Barros e Mendonça (1996), Hoffmann (2000), Ramos e Vieira (2000) e Leme e Wajman (2000), esse último se concentrando especificamente também quanto à discriminação por sexo, todos revelaram um processo discriminatório persistente no mercado de trabalho brasileiro.

Hoffmann (2000) para dados da PNAD de 1997 chegou a quantificar a contribuição marginal do fator gênero para a soma dos quadrados da regressão de cerca de 4,5%, enquanto que o fator racial correspondeu à cerca de 0,5%. Por sua vez, Ramos e Vieira (2000) para um exercício de decomposição estática da renda com base também nos dados da PNAD para os anos de 1992, 1995 e 1997, chegam a resultados semelhantes ao de Hoffmann, em que pese à relevância desses dois fatores. Desse modo, para o gênero eles obtêm uma contribuição bruta média de 2% e uma contribuição marginal (média) de cerca de 5,5%¹⁴, enquanto que para a raça, as contribuições bruta e marginal média encontradas foram, respectivamente, de 6,7% e 2,4%.

Por fim, com o objetivo de verificar empiricamente quais variáveis que determinam a discriminação por gênero no país, Leme e Wajman (2000), utilizando a metodologia de decomposição de Oaxaca para coortes temporais, mostraram que a discriminação das mulheres é constatada principalmente nos setores não-agrícolas, fora da região sudeste, entre os que não são empregados ou trabalham por conta própria.

2.2.2 Segmentação do Mercado de Trabalho Brasileiro

A segmentação também é uma realidade no mercado de trabalho brasileiro. Ela pode ser pensada em várias dimensões. A principal delas tem sido a segmentação espacial, com as regiões norte e nordeste apresentando uma remuneração média do trabalho bastante inferior àquela praticada pelas regiões mais desenvolvidas: sul e sudeste, independente mesmo, das diferenças de

¹⁴ A contribuição bruta como bem explicam os autores é a parcela da desigualdade total (medida pelo T de Theil) que pode ser explicada por uma variável isoladamente, enquanto que a contribuição marginal diz respeito ao incremento de poder explicativo ao ser adicionada àquela variável ao modelo.

custo de vida existentes entre a parte pobre e rica do país. A importância de tal desigualdade regional, que se reflete também em outras áreas sociais, será objeto de capítulo à parte.

Por outro lado, a segmentação pode ocorrer devido à posição que o indivíduo ocupa no mercado de trabalho quanto ao grau de formalidade, ou simplesmente devido à existência de diferenças salariais criadas pelo setor ou tipo de atividade exercida pelo indivíduo. Assim, em consonância com a própria dinâmica da economia local, em que um dado setor ou tipo de atividade esteja inserido, isto pode criar diferenças bastante grandes de remuneração entre os trabalhadores como é o caso brasileiro.

Na explicação do porque da existência de segmentação setorial, concorrem muitos fatores ligados à dinâmica própria da indústria e seu grau de inserção na economia local, nacional e mesmo internacional e suas características de estrutura-conduta e desempenho. Assim, para o caso brasileiro entre as décadas de 1960 e 1970, à proporção de trabalhadores com altos salários em cada gênero dependia tanto do grau de concentração do setor ao qual o trabalhador estava ocupado, quanto dos mecanismos de controle e cooptação da força de trabalho.

A segmentação do mercado de trabalho brasileiro em nível setorial, por posição na ocupação e ramo da atividade, foi também constatada em vários estudos, tais como: Lima (1980), Caccimali (1991), Barros e Mendonça (1996), Ramos e Vieira (2001). Nesse último, para um exercício de decomposição estática, os autores estimaram que a contribuição bruta da posição na ocupação girou em torno de 15 a 19% com a contribuição marginal situando-se em torno de 1 a 2%, ainda que a contribuição tanto bruta quanto marginal do setor de atividade se revelou de pouca significância.

A Tabela 3, para uma análise mais pormenorizada exemplifica as diferenças de remuneração por setor de atividade normalizada pelo pessoal ocupado, onde se observa que enquanto as atividades do setor terciário se concentram em maior parte nos setores de alta remuneração, o setor industrial é mais heterogêneo, com uma distribuição mais ou menos igualitária entre os diferentes setores por remuneração de renda e as atividades do setor primário sendo basicamente pertence à categoria de baixa remuneração.

TABELA 3
Classificação dos Setores por Remuneração Média (1997)

Setores	Remuneração Média ^a	Pessoal Ocupado	Acumulado
Remuneração Baixa			
Agropecuária	0,6	-	-
Serviços Privados Não-Mercantis	1,5	11,7	11,7
Artigos do Vestuário	2,1	3,4	15,1
Fabricação de Calçados	2,7	0,7	15,8
Madeira e Mobiliário	3,3	1,9	17,6
Indústria do Café	3,8	0,2	17,8
Construção Civil	3,9	7,7	25,5
Abate de Animais	4,0	0,5	26,0
Beneficiamento de Produtos Vegetais	4,0	0,7	26,7
Outros Produtos Alimentícios	4,1	1,4	28,0
Remuneração Média			
Serviços Prestados à Família	4,1	19,3	47,4
Mineral Não-Metálico	4,4	0,9	48,3
Indústria Têxtil	4,4	0,5	48,7
Comércio	4,4	19,5	68,2
Extrativa Mineral	4,6	0,4	68,6
Fabricação de Açúcar	4,7	0,2	68,8
Fabricação de Óleos Vegetais	4,9	0,1	68,9
Indústria de Laticínios	4,9	0,1	69,0
Indústria Diversas	5,0	0,5	69,5
Artigos Plásticos	6,4	0,3	69,8
Siderurgia	6,7	0,2	70,0
Remuneração Alta			
Transportes	6,7	5,0	74,9
Metalurgia dos Não-Ferrosos	6,8	0,1	75,1
Aluguel de Imóveis	7,1	0,6	75,7
Outros Metalúrgicos	7,1	1,3	77,0
Serviços Prestados à Empresa	7,2	4,8	81,8
Indústria da Borracha	7,6	0,1	81,9
Celulose, Papel e Gráfica	7,9	0,9	82,8
Máquinas e Equipamentos	9,3	0,9	83,6
Equipamentos Eletrônicos	9,9	0,2	83,9
Material Elétrico	9,9	0,3	84,2
Elementos Químicos	11,0	0,2	84,3
Químicos Diversos	11,0	0,3	84,7
Farmácia e Veterinária	11,1	0,3	84,9
Peças e Outros Veículos	12,1	0,4	85,4
Automóveis, Caminhões e ônibus	12,2	0,2	85,6
Petróleo e Gás	12,9	0,1	85,6
Administração Pública	13,3	11,7	97,3
Refino do Petróleo	16,6	0,1	97,5
Comunicações	21,3	0,4	97,8
Siup	36,4	0,5	98,3
Instituições Financeiras	43,2	1,7	100,0

Fonte: Contas Nacionais de 1997 – Resultados Preliminares apud (Moreira e Najberg, 1999).

(a) Remuneração do trabalho (inclusive autônomos) no ano dividida pelo pessoal ocupado (em R\$ mil).

(b) Participação do setor no total do pessoal ocupado excluindo a agropecuária. A participação desse setor no total do pessoal ocupado foi de 22,2.

(c) Participação acumulada no total do pessoal ocupado, excluindo a agricultura.

2.2.3 Outras Características Recentes do Mercado de Trabalho Brasileiro

A partir da implantação do Plano Real e de uma ostensiva política de abertura comercial que caracterizou em grande medida a política econômica do país na década de 90, várias foram às modificações ocorridas no mercado de trabalho brasileiro e que têm reflexos, pelo menos indiretos, sobre a distribuição da renda derivada dos salários no período.

Dentre os vários fatos estilizados que caracterizam a evolução recente do mercado de trabalho, Camargo (1999) aponta alguns deles reportando-se especificamente ao emprego metropolitano:

- a) Redução do emprego industrial. Este fator também já tinha sido apontado por outros estudos, como Ramos e Reis (1997), que constatam uma retração da capacidade de gerar empregos pelo setor industrial, decorrente de um processo de reestruturação produtiva e organizacional das empresas, como forma de se adequarem às condições de concorrência com empresas estrangeiras;
- b) Aumento do emprego nos setores de serviço (até 1996) e comércio (até 1997);
- c) Movimento cíclico da taxa de desemprego aberto no início do período pós-estabilização, seguindo a evolução do emprego industrial e uma tendência de aumento do desemprego aberto quando excluídos os movimentos cíclicos;
- d) Crescimento do Rendimento Médio Real dos trabalhadores, independente do setor de atividade.
- e) Movimento de alta do custo médio do trabalho e diferenciado entre os setores da economia. Assim, para a indústria, cresceu até 1996 decrescendo a partir de então, e crescente para o setor serviços.

Ramos e Reis (1997), também em relação ao emprego metropolitano, chamam atenção para outros movimentos, como um aumento da produtividade na indústria e, especialmente, contrariando o que se poderia esperar a manutenção da qualidade dos postos de trabalho criados, ainda que esteja ocorrendo uma expansão do setor não-formal da economia, como ressaltado por Cacciamali (2000). De fato, observam esses autores um migração de mão-de-obra qualificada para a condição de trabalhadores por conta própria, em virtude da maior capacidade dos

trabalhadores nessa condição de manterem seus rendimentos, especialmente em momentos de estagnação ou processos lentos de crescimento econômico.

2.3 As Tentativas de Interpretação

O Estudo da desigualdade de renda no Brasil foi objeto de uma discussão bastante profícua ao longo do último século, despertando paixões e debates acadêmicos com fortes desdobramentos políticos em alguns casos. Com o objetivo de ressaltar as especificidades da desigualdade brasileira, apresenta-se a seguir o debate em torno de suas diversas interpretações.

2.3.1 O Debate Embrionário

O debate distributivista foi iniciado em meados de 1940, esquecido ao final da década de 1940 e início da década 50, quando ressurgiu de forma ainda tímida a partir de 1953, com a campanha em favor do aumento do salário mínimo, para efetivamente ser o centro da discussão durante as décadas de 1960 e 1970. Na década de 1980 e início da década de 1990 o debate foi esvaziado, em favor da discussão anti-inflacionária, para tomar ao final da década de 1990 a proporção que tem hoje no embate acadêmico e na promoção das políticas públicas nas diversas esferas de governo.

Segundo Bielschowsky (1996), o problema distributivista em 1953 foi discutido em torno de três temas principais que serão o cerne do debate nas duas décadas seguintes: reajuste salarial, formação de poupança e desigualdades regionais.

O primeiro tema surgiu da mobilização operária de 1953 que seguiu ao reajuste do salário mínimo em 100%, com argumentos a favor e contrários à tese de que essa seria uma forma de elevar a capacidade de compra da população, elemento indispensável à industrialização.

O segundo tema foi suscitado pelo texto apresentado pelo grupo CEPAL-BNDE, em que se afirmava que no passado recente houvera uma redistribuição de renda em favor do capital relativamente ao trabalho, sem, no entanto, ter havido uma ampliação da taxa de poupança privada. Desse texto seminal se desencadeou um debate entre os defensores dessa tese, inclusive, sustentando um aporte de poupança pública, em particular Celso Furtado, e àqueles que viam na

transferência de renda para classes altas como uma forma de elevar à taxa de poupança da economia, defendida principalmente por João Paulo de Almeida Magalhães.

Por fim, a questão regional que girou em torno das diferenças entre o nordeste atrasado e as regiões sul e sudeste. O desequilíbrio existente tinha como causa, segundo a principal tese à época, a migração de capitais e de mão-obra-qualificada que se dirigiam para as regiões desenvolvidas, que gozavam além de uma maior produtividade marginal do capital, “economias externas”, complementariedade e densidade de mercado. Tal tese ganhou especial notoriedade com o Relatório Final da Comissão Mista Brasil-Estados Unidos - CMBEU, de 1954 intitulado: “Avanços e Retardos da Economia Brasileira”. Nesse documento, inclusive, Roberto Campos, um dos seus mentores, apontava os seguintes fatores como responsáveis pelo desequilíbrio regional: 1) regressividade do sistema fiscal, uma vez que a predominância do imposto sobre o consumo relativamente ao imposto de renda prejudicaria principalmente as áreas atrasadas; 2) relações de troca desfavoráveis, uma vez que as regiões pobres, exportadoras de produtos primários o faziam a taxas sobrevalorizadas e importavam pouco; 3) sangria de recursos humanos.

Antes da década de 1960, quando o debate redistributivista realmente ganhou fôlego, o grande expoente que manteve o tema em evidência, foi Celso Futado. Seu foco sobre o tema foi centrado em quatro vertentes (Bielschowsky, 1996): a) a proposta de redistribuição de renda através da tributação sobre a classe rica como forma de ampliar a poupança nacional e assim os investimentos; b) a relação entre concentração de renda e crescimento econômico; c) desigualdades regionais, ligada a busca de solução à questão nordestina; d) reforma agrária.

2.3.2 Um Debate Fértil

A década de 1960¹⁵ veio inaugurar uma nova fase da história do pensamento econômico brasileiro, pelo menos quanto à originalidade de algumas teses, e com elas um debate promissor em torno do tema da distribuição de renda liderada pelas duas principais correntes em voga – a neoliberal, cujos porta-vozes eram Eugênio Gudim e Otávio Gouveia de Bulhões e a estruturalista de cunho Cepalino, cujo interlocutor principal foi Celso Futado.

¹⁵ Segundo Bonelli e Ramos (1995, p.354), surgem ao final da década de 60, “[...]os primeiros trabalhos adequadamente fundamentados sobre a distribuição de renda no Brasil[...]”.

Os neoliberais colocavam a questão da distribuição de renda como algo secundário, a reboque da ortodoxia da política monetária e do grau limitado de intervenção estatal. Os estruturalistas associavam a concentração de renda pessoal como meio de aumentar a taxa de poupança e com isso o investimento no curto prazo, mas interligado a um pesado ônus econômico para a sociedade: a formação de uma camada social ociosa com efeitos negativos sobre os hábitos de consumo e a própria poupança no longo prazo. Por isso mesmo, como havia sustentado Furtado antes da década de 1960, isso traria a necessidade de tributação como, por exemplo, a imposição de impostos sobre a importação de bens de luxo para desestimular o consumo desse tipo de bem. Vale dizer que Furtado acreditava, no entanto, que a concentração de renda se dissiparia com o próprio processo de crescimento.

A tese cepalina de maior repercussão foi a princípio levantada por Prebisch (à época presidente do Banco Central da Argentina), da deterioração das relações de troca no comércio dos países da América Latina com os países desenvolvidos. De fato, Prebisch ao analisar a relação entre os preços dos produtos agrícolas e industriais em um período de 65 anos, constatou uma queda de mais de 30% nessa relação e, conseqüentemente, sustentou que a especialização na produção de produtos primários pelos países latino americanos, não seria benéfica para esses países como advogava a Teoria das Vantagens Comparativas. Dessa maneira, ao contrário do que sustentava essa teoria não ocorreu transferência de tecnologia (incorporada nos produtos industriais importados), mas um alargamento das diferenças entre os países centrais e periféricos.

Em termos da análise da distribuição da renda no país à época, a Teoria Cepalina levou à interpretação de que a relação entre as regiões nordeste (agrária-atrasada) e centro-sul (industrial) reproduzia internamente as condições do modelo Centro-Periferia. Assim, os ganhos de produtividade do setor exportador (localizado no nordeste) que pudessem ser superiores a indústria levavam a uma deterioração das relações de preços que se traduzia em uma transferência para o centro das fontes de progresso técnico obtido na periferia (Rodrigues, 1981).

A deterioração dos termos de troca ocorria internamente favorecendo as regiões mais ricas, em relação as mais pobres, pois traria como conseqüência uma transferência de renda e uma perda da renda potencial dessas últimas.

A partir da década de 1970, o tema da distribuição de renda ganha mais espaço acadêmico, conquanto, a discussão rondava os resultados do Censo de 1970 em contraposição aos

do Censo de 1960 e da qual se pode reunir pelo menos cinco grupos distintos de explicações em torno das quais se concentrava à polêmica a época¹⁶.

a) as que atribuíam a desigualdade de renda direta ou indiretamente às políticas governamentais, inclusive, devido à estabilização; b) as que enfatizavam as características e mudanças que ocorrem dentro do mercado de trabalho e suas repercussões em termos da remuneração salarial, inclusive, quanto os movimentos inerentes à oferta e demanda por trabalho no ajuste dos preços relativos da mão-de-obra qualificada e não-qualificada; c) as que defendiam o conflito distributivo capitalista como causa principal das distorções de renda e inerente ao processo de desenvolvimento do capitalismo brasileiro; d) as que privilegiavam a influência direta na dotação de capital humano e sua distribuição desigual entre os indivíduos como causa principal da concentração da renda; e) explicações alternativas as anteriormente usadas.

O Primeiro grupo devotou maior influência às políticas governamentais tanto de longo prazo, como de curto prazo, acentuando que grupos diferentes dentro da sociedade se beneficiem de maneira diferente dos resultados dessas políticas. Dessa forma, a tese principal era que o governo poderia atuar de várias formas favorecendo a concentração de renda.

Da instituição de um sistema tributário regressivo passando pela fixação da política salarial, inclusive, do salário mínimo, ou mesmo influenciando o deslocamento setorial e regional de indústrias o governo acabava por beneficiar certos grupos em detrimento de outros. A própria estabilização, por sua vez, poderia ter influência negativa para as desigualdades, por exemplo, se os salários ficassem “congelados”, em média, enquanto que outras formas de rendimento como o derivado da propriedade ou financeira, não ficassem, levando a uma depreciação relativa da renda dos que vivem somente do trabalho, para aqueles que possuem outras rendas, ou mesmo ganhassem remunerações adicionais como gratificações, comissões, prêmios, como no caso dos que ocupavam funções administrativas, gerentes e proprietários de pequenos negócios.

A política de estabilização combinada com uma política salarial restritiva, imposta durante o governo militar, inclusive, com a anulação do poder dos sindicatos e, conseqüente queda do salário mínimo real, foi apontada como o instrumento mais poderoso para a concentração da renda no período.

Partidários dessa tese podem ser citados: Well (1975), Hoffman (1975) e com maior repercussão Fishlow (1972). Fishlow, também atribuíam a política fiscal, tanto quanto a política de

¹⁶ Alguns autores como Ramos e Reis (2000), consideram apenas duas visões: uma reunida em torno da tese do

incentivos fiscais, papel decisivo para o aumento das desigualdades setoriais e regionais. Além disso, esse autor enfatiza a existência de fatores estruturais como a própria conformação do sistema educacional brasileiro, como um fator que favorecia os grupos de renda mais elevada.

O segundo grupo acentuava que a mudança na composição funcional do trabalho é fruto de mudanças estruturais internas da estrutura produtiva local. Um estado ou uma região pode ter uma modificação da composição setorial do seu PIB, por exemplo, afetando a distribuição funcional do trabalho e de sua remuneração. Por outro lado, mudanças organizacionais e tecnológicas na produção provocam mudanças na composição da mão-de-obra, e dessa sobre a repartição do produto, com efeitos diretos sobre a desigualdade principalmente espacial. Além disso, acentuavam o aumento da demanda por mão-de-obra qualificada em regiões de escassez relativa deste fator, como responsável direto por sua valorização e, conseqüentemente aumento da diferença em relação à mão-de-obra não-qualificada.

O terceiro grupo imputava ao desenvolvimento do modo de produção capitalista no Brasil e inerente a este o chamado conflito distributivo entre capital e trabalho, uma progressiva maior repartição em favor da renda derivada do capital (lucro) em detrimento da renda do trabalho (salários), levando a uma maior dispersão dos rendimentos da economia. Este grupo se utiliza, em geral, do instrumental Marxista ou Kaleckiano de análise nas suas abordagens. Aqui, pode-se incluir, entre outros, os nomes de Belluzo (1975), Tavares (1975) e Singer (1975, 1981).

Singer (1981), destaca que a análise da distribuição de renda não pode ser estudada fora de um contexto da estrutura de classes da sociedade brasileira, ainda que segundo a sua análise, não existe necessariamente uma correspondência direta entre classes sociais e extratos de renda.

O quarto grupo evocava os partidários da teoria do capital humano, sustentando a existência de uma correlação positiva entre o nível de educação e o crescimento econômico. A idéia principal era que diferenças na dotação de capital humano definem distinções na remuneração dos trabalhadores, uma vez que elas implicam diferenças na produtividade do trabalho. Essa tese teve seu principal defensor Langoni (1973), que estimou que a contribuição líquida da educação para o crescimento econômico brasileiro girava em torno de 16%. Além disso, contrapondo o Censo de 1960 ao de 1970, ele mostrou que a taxa de retorno da educação superior tinha aumentado em relação a taxa de retorno da educação primária como decorrência da introdução de modernas técnicas trazidas pelo processo de industrialização recente da economia.

Portanto, segundo Langoni, o aumento da desigualdade verificado no período, seria fruto de uma mudança do perfil na demanda por mão-de-obra – um crescimento da demanda por mão-de-obra qualificada às expensas da mão-de-obra não-qualificada.

O último grupo reunia explicações alternativas no sentido de que fogem ao tema central em que ficou concentrada a discussão. Aqui, pode-se incluir a explicação sugerida por Bacha (1975) de que o corte entre trabalhadores/gerentes era o principal fator, pelo menos, quanto ao setor urbano, apontado pelo autor para explicar as diferenças salariais e, por conseguinte da desigualdade.

Vale dizer que apesar dos riscos que divisões desse tipo podem gerar, pode-se apontar que elas serviram como referência para direcionar boa parte da agenda de pesquisa em torno do assunto nas décadas posteriores. Por fim, vale lembrar que na década de 70, ou pelo menos na sua primeira metade, o debate ficou polarizado acerca da contribuição de Langoni e Fishlow¹⁷.

2.3.3 O Ressurgimento do Debate

Somente ao final da década de 1980 e início da década de 1990 é que a discussão redistributivista toma novamente fôlego com a publicação de três livros de expressão (Menezes-Filho, 2001): Sedlacek e Barros (1989), Camargo e Giambiagi (1991) e Ramos (1993), Além disso, pode-se afirmar que nesse período ocorre uma atuação mais destacada do IPEA, voltada aos estudos da desigualdade e pobreza no país.

Assim, os três livros, juntamente com a força institucional do IPEA, suscitaram novos questionamentos acerca da evolução e das causas da desigualdade no Brasil reacendendo uma nova fase promissora no debate sobre a desigualdade e pobreza no país. A diferença agora é que a agenda de pesquisa tinha se alargado bastante e as contribuições que se seguiram, em boa parte difundiam os desenvolvimentos teóricos mais recentes da literatura internacional sobre o assunto, trazidas por uma grande leva de pesquisadores que haviam retornado dos seus estudos no exterior.

¹⁷ No início da década de 1970, foram várias as contribuições acadêmicas dos dois autores, entretanto, suas obras mais debatidas foram, respectivamente: o livro de Langoni “Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil”, cujas idéias centrais foram antes publicadas nos artigos com o mesmo nome do livro na *Estudos Econômicos*, São Paulo, 2(5) out. 1972 e também na *Análise e Perspectiva Econômica – Estudos APEC*, Rio de Janeiro, julho/1973.; o artigo de Fishlow “Brazilian Size Distribution of Income, another look”, foi publicado na *American Economic Review*, may, 1972.

2.3.3.1 A Tese do Capital Humano Revisitada

Do debate iniciado na década de 60, talvez a tese que tenha adquirido o maior número de adeptos tenha sido a tese do capital humano. Muitas vezes não exatamente dentro dos marcos conceituais propostos por seus defensores iniciais como Langoni, mas asseverando de algum modo que as diferenças de dotação de capital humano são um dos principais fatores que explicaria a desigualdade de renda entre indivíduos e entre as unidades da federação.

Dentre as muitas contribuições nessa direção, um que mereceu especial atenção foi o de Lam e Levinson (1990), que mostrou que o prêmio (salarial) pela educação no Brasil era um dos mais altos mundo – uma taxa de cerca de 15%.

Mais recentemente entre os muitos estudos que têm enfatizado particularmente o papel da escolaridade na explicação das desigualdades, pode-se citar: Ramos e Reis (1991), Viegas (1996), Menezes-Filho, Fernandes e Picchetti (2000), Menezes-Filho (2001), Barros; Henriques e Mendonça (2000) e recentemente Barros et al. (2002). Nesse último, os autores assinalam que a desigualdade entre os níveis de escolaridade dos indivíduos representa a principal fonte de desigualdade salarial brasileira. A educação responderia, segundo esses autores, por cerca de 2/3 das fontes observáveis apontadas como determinantes da desigualdade salarial brasileira.

Em todos esses estudos, as evidências confirmam uma alta significância da variável educação na explicação da desigualdade brasileira. Menezes-Filho, por exemplo, examinando a distribuição dos rendimentos do trabalho normalizado pela sua jornada, para os anos de 1981 e 1996, mostra a persistência da educação para a explicação da desigualdade salarial. Dessa forma, enquanto em 1981, a desigualdade (medida como a relação do rendimento mensal médio dos indivíduos situados no 10^o e 90^o percentil) era de 13,5 vezes e a educação contribuía com cerca de 40% da explicação, em 1996 essa contribuição permanece estável mesmo com uma redução da desigualdade para 11,5 vezes.

Para um mesmo exercício com relação à desigualdade de rendimento total, entre os dois mesmos anos, novamente a desigualdade decresce passando de 12 para 9 vezes, conquanto a contribuição relativa da educação se mantém em torno de 26%.

Assim, seja como variável principal, seja como variável secundária, os principais estudos empíricos acerca da desigualdade de renda no Brasil ressaltam a importância dessa variável. Esse aspecto pode ser visualizado com o auxílio da Tabela 4, a seguir.

TABELA 4
Pessoas de 10 anos ou mais de idade, por grupos de anos de estudo,
segundo o sexo e as classes rendimento nominal mensal - Brasil

classes de rendimento nominal mensal (salário mínimo) (1)	Pessoas de 10 anos ou mais de idade							
	Total	Grupos de anos de estudo						
		Sem instrução e menos de 1 ano	1 a 3 anos	4 a 7 anos	8 a 10 anos	11 a 14 anos	15 anos ou mais	Não determinados
Total.....	136 910 358	14 994 412	25 853 415	46 955 747	21 034 423	20 957 396	5 911 119	1 203 845
Até 1/4.....	1 296 378	253 384	436 463	452 402	97 331	29 860	1 632	25 304
Mais de 1/4 a 1/2.....	3 070 935	524 047	807 552	1 137 833	409 514	133 168	5 085	53 736
Mais de 1/2 a 1.....	20 171 245	5 539 633	4 727 347	5 929 241	2 278 476	1 363 474	64 107	268 966
Mais de 1 a 2.....	19 221 765	1 912 890	3 345 604	6 840 671	3 428 535	3 312 977	204 191	176 897
Mais de 2 a 3.....	9 810 720	570 870	1 319 799	3 387 892	1 866 489	2 371 400	224 902	69 368
Mais de 3 a 5.....	10 184 618	356 551	1 029 406	3 094 143	1 924 579	3 111 044	613 585	55 310
Mais de 5 a 10.....	9 179 256	156 731	542 375	1 935 503	1 509 010	3 415 698	1 585 745	34 193
Mais de 10 a 15.....	2 442 406	25 882	88 852	335 714	292 398	907 315	784 475	7 768
Mais de 15 a 20.....	1 488 734	10 831	37 777	147 554	141 443	511 247	635 881	4 002
Mais de 20 a 30.....	992 705	6 218	19 823	78 024	72 296	286 681	527 265	2 398
Mais de 30.....	1 242 573	6 312	22 681	90 786	82 880	292 398	744 666	2 851
Sem rendimento (2).....	57 809 024	5 631 062	13 475 736	23 525 984	8 931 472	5 222 134	519 583	503 052

Fonte: IBGE/Censo Demográfico, 2000.

Obs: Sal. Mínimo R\$151,00.

Inclusive quem recebeu apenas benefícios.

De fato, o que a Tabela 4 expressa é que existe uma relação estreita entre os grupos de renda mais baixa e a baixa escolaridade, especialmente para os grupos que percebem de $\frac{1}{2}$ a 2 salários mínimos e que estão concentrados entre os que têm até o ensino fundamental incompleto (no máximo sete anos de estudo).

2.3.3.2 Os Determinantes Macros da Desigualdade

Uma tese mais recente na literatura e que tem obtido espaço, diz respeito à influência do ambiente macroeconômico na conformação das desigualdades.

Entre os fatores macroeconômicos estudados como relacionados ao aumento das desigualdades de renda no país, a inflação, foi o que mereceu maior atenção. Assim, dentre outros estudos, podem ser citados: Cardoso (1993); Cardoso, Barros e Urani (1995); Ferreira e Litchfield (1996), Hoffman (1995, 1998), Amadeo e Camargo (2000), com resultados nem sempre coincidentes. Particularmente Barros et al. (2000), chegam a resultados bastante interessantes de que a desigualdade é mais sensível à inflação do que a pobreza, enquanto que a pobreza é mais sensível ao desemprego do que a desigualdade. Além disso, concluem que o grau de influência da inflação é pequeno e especialmente para a pobreza.

Ainda dentro desse contexto, um grande número de trabalhos aponta sobre os impactos dos Planos de Estabilização sobre a desigualdade. A esse respeito Néri e Considera (1996), por exemplo, avaliaram os impactos do Plano Real sobre a desigualdade, e encontraram que após a implantação do Plano, ao contrário, passa a existir um processo de reversão da direção da concentração entre os decis da renda. Assim, ao contrário do que ocorria antes da implantação do Plano, os decis mais baixos são os que apresentam os maiores ganhos relativos de renda.

Também vem sendo objeto de estudo recorrente a verificação dos impactos do comércio externo e, mais especificamente da abertura comercial (iniciada ao final da década de 1980 no Brasil), sobre a desigualdade e pobreza no país. A esse respeito pode ser citado o estudo realizado por Barros, Corseuil e Curry (2000), que em um modelo de equilíbrio geral para a economia brasileira em 1995 simulam as condições do comércio externo e fluxos de capitais de 1985 (ambiente de uma economia fechada) para avaliar sua influência sobre a desigualdade das famílias e indivíduos.

Os resultados obtidos pelos autores concluem que sob as condições de uma economia fechada em 1995, tanto os indicadores de pobreza como de desigualdade, teriam piorado, com efeitos menos acentuados sobre a desigualdade.

Com relação aos efeitos da liberalização comercial sobre o mercado de trabalho brasileiro Arbache (2001) tenta responder ao sabor dos resultados apresentados pela literatura pertinente quatro questões elucidativas desses efeitos: i) a liberalização comercial está associada ao aumento da desigualdade salarial – efeito Stolper-Samuelson?, ii) a liberalização comercial estaria exportando empregos? iii) a liberalização comercial afetou a estrutura e composição do emprego?, iv) o modelo de Heckscher-Ohlin – HOS explica a experiência brasileira ?.

Para a primeira indagação, os resultados apontados pelo autor “[...]não permitem concluir que a liberalização esteja associada ao aumento da desigualdade de salários [...]” (Arbache, 2001, p.268), bem como que o aumento do comércio tenha levado a alguma queda da desigualdade. A resposta à segunda indagação é que haveria um consenso na literatura de que “...houve perda considerável de empregos devido à liberalização comercial” (Arbache, 2001, p. 272). A terceira resposta, “pela combinação dos resultados” da literatura permite o autor afirmar que as mudanças na composição e estrutura do emprego em favor dos trabalhadores mais qualificados podem ter ocorrido ou serem viabilizadas pelo aumento das importações. E para última interrogação o autor conclui que os resultados da literatura de certo modo “[...] dasafiam a validade da teoria de HOS para o Brasil [...]” (Arbache, 2001, p. 278), porque os resultados, de uma maneira geral, são mistos quanto ao que é previsto por esta teoria.

Com o objetivo de investigar mais de perto a associação entre crescimento e desigualdade Bonelli e Ramos (1995)¹⁸ constatam, que o crescimento (e a política econômica) no período entre 1977 e 1990 atuaram no sentido de diminuir a desigualdade. A relação entre o desempenho macroeconômico e a desigualdade é acentuada pelos autores como uma característica de curto prazo. A tendência de longo prazo não seria muito clara devido ao efeito positivo da inflação sobre a desigualdade no período considerado.

No próximo capítulo, é completada a resenha acerca dos diversos estudos que se voltaram ao estudo da desigualdade de renda brasileira e suas causas, apresentando àquele

¹⁸ De certo modo, esse estudo também verifica o efeito de outros fatores como a inflação sobre a desigualdade.

que vem sendo o tema central da discussão atual: os estudos de convergência de renda entre as diferentes unidades da federação e, particularmente os estados. Nesse capítulo é apresentado alguns dos principais trabalhos nessa direção, bem como, são tecidas considerações sobre suas limitações.

3 OS ESTUDOS DE CONVERGÊNCIA DE RENDA ENTRE OS ESTADOS BRASILEIROS: UMA AVALIAÇÃO CRÍTICA

3.1 Considerações Iniciais

O grande foco dos estudos de desigualdade no Brasil tem sido sobre a existência histórica de profundos desníveis sociais nas condições de vida, e principalmente de renda entre os residentes das regiões brasileiras. Constata-se uma polarização particular entre as regiões sul-sudeste, onde está concentrada grande parte da atividade industrial do país e, as regiões norte-nordeste, consideradas retardatárias do processo de desenvolvimento econômico brasileiro.

O objetivo desse capítulo não é fazer um histórico do processo de formação das desigualdades regionais no Brasil¹⁹, mas apresentar os resultados e realizar uma avaliação crítica dos estudos sobre convergência que na última década vêm sendo o cerne dos estudos sobre desigualdade regional no país. Essas críticas têm como foco mostrar as limitações da metodologia empregada nos estudos de convergência, especialmente em refletir diferenças de bem-estar entre indivíduos situados em diferentes unidades geográficas.

A Tabela 5 sintetiza as diferenças existentes entre as regiões brasileiras, onde se verifica claramente que os estados das regiões norte-nordeste apresentam as menores rendas per capita e os piores de Índices de Desenvolvimento Humano – IDH. De fato, em termos relativos o IDH de quaisquer estados das regiões norte e nordeste é inferior ao das demais regiões. Essa mesma tendência se observa para a renda *per capita*, à exceção do estado do Amazonas, cuja renda *per capita* elevada se deve antes ao seu reduzido contingente populacional. Assim, esse é o único estado, dentre os estados das regiões norte e nordeste que apresenta uma participação relativa no PIB nacional maior do que sua participação relativa na população do país. Em termos médios, a renda *per capita* das

¹⁹ A esse respeito ver Cano (1985,1997), que trata das origens desse processo e Diniz (1995) e Baer (1996) para uma análise das tendências atuais.

regiões sul e sudeste é cerca de duas vezes superior a da região norte e mais de duas vezes e meia, superior a da região nordeste. Esse tem sido principal elemento motivador dos estudos de convergência.

TABELA 5
Características das Regiões Brasileiras

Estados	Renda Per Capita*	% de Pobres*	% de Municípios Excluídos**	% de Indigentes*	Prop. da População*	Participação no PIB do Brasil*	IDH**
Região Norte							
RO	4.321	40	0,2	10	0,8	0,5	0,729
AC	3.351	40	0,9	20	0,3	0,1	0,692
AM	7.169	40	2,6	20	1,6	1,7	0,717
RR	3.623	40	0,6	20	0,2	0,1	0,749
PA	3.435	50	4,8	20	3,7	1,8	0,720
AP	4.523	20	0,4	10	0,3	0,2	0,751
TO	2.590	50	4,4	20	0,7	0,3	0,721
Região Nordeste							
MA	1.796	60	9,3	40	3,3	0,8	0,647
PI	1.941	60	9,3	30	1,6	0,5	0,673
CE	2.858	60	7,6	30	4,4	1,8	0,699
RN	3.490	50	6,2	30	1,6	0,8	0,702
PB	2.959	60	9,1	30	2,0	0,9	0,678
PE	3.962	60	7,3	30	4,6	2,6	0,692
AL	2.649	60	4,2	40	1,6	0,6	0,633
SE	4.514	50	3	30	1,0	0,7	0,687
BA	3.957	60	16,1	30	7,7	4,4	0,693
Região Sudeste							
MG	6.261	30	10	10	10,5	9,5	0,766
ES	7.148	30	0,2	10	1,8	2,0	0,767
RJ	10.160	20	0	10	8,4	12,0	0,802
SP	10.642	20	0,2	10	21,8	33,0	0,814
Região Sul							
PR	7.511	30	1,3	10	5,6	6,0	0,786
SC	8.541	20	0,1	4,5	3,2	4,0	0,806
RS	9.129	30	0,2	10	6,0	8,0	0,809
Região Centro-Oeste							
MS	6.505	20	0,3	10	1,2	1,0	0,769
MT	5.650	20	0,6	10	1,5	1,0	0,767
GO	4.989	30	1,1	10	3,0	2,0	0,770
DF	15.725	20	0	10	1,2	3,0	0,844

Fonte: IPEADATA/IPEA: Prop. Pobres e Indigentes; SIDRA/IBGE: População; IPEA/PNUD/FJP: IDH. *

Nota: *2001, ** 2002

3.2 As Várias Conotações do Conceito de Convergência

Segundo Galor (1996) a hipótese da convergência, particularmente quanto ao seu aspecto empírico, tem se voltado à validação de três hipóteses testáveis empiricamente, cuja dominância no debate tem dependido exatamente de sua robustez e plausibilidade na explicação dos fatos estilizados : i) a hipótese da Convergência Absoluta – onde as rendas per capita dos países do mundo convergiriam entre si no longo prazo, independentemente de suas condições iniciais; ii) a hipótese da Convergência Condicional – onde as rendas per capita dos países convergiriam no longo prazo entre os países de características estruturais idênticas como: preferências, tecnologia, taxas de crescimento populacional, entre outras, independentemente de suas condições iniciais; iii) a hipótese de Clubes de Convergência – onde haveria a formação de grupos de países com as mesmas características estruturais, com padrões de crescimento distintos. Assim, isto caracterizaria a persistência da pobreza, polarização e divisão de países em grupos.

Esta divisão, embora comumente usada, pode ser colocada em um grau de generalização ainda maior. Assim, pode-se considerar claramente duas abordagens sobre convergência, quanto ao aspecto funcional. A primeira, da qual compartilham as três hipóteses anteriores, volta-se para testar hipóteses mediante o uso de um modelo adequado para isso em cada caso. A segunda volta-se para verificar no percurso histórico dos países causas ou fatores que explicam a sua convergência (de renda per capita) ou não para os países “líderes”, ou seja, os países ricos, que largaram na frente do processo de industrialização mundial. Apoiada, portanto, em fatos históricos, a chamada “Teoria Apreciativa da Convergência”²⁰, busca dar interpretação para os fatos econômicos que podem estar ligados ao crescimento sem, no entanto, testá-los empiricamente.

Na primeira abordagem, com o objetivo precípuo de testar as diferentes hipóteses de convergência, faz-se uma constante alteração nos modelos utilizados, para levar em considerações diferentes fatores explicativos do processo de crescimento sob a variável dependente utilizada. Por essa via, verifica-se o poder explicativo dessas variáveis na melhora do “grau de ajustamento da convergência” e na velocidade com que ela ocorre, isto

²⁰ A divisão entre análise apreciativa e formal é devido a Nelson e Winter (1982). A abordagem nessa direção não será tratada aqui. Para uma (excelente) retrospectiva acerca da teoria apreciativa do crescimento ver Faberberg (1994).

é, na velocidade de convergência. Portanto, supondo diferentes hipóteses relativas aos modelos teóricos e diferentes variáveis testam-se as diferentes hipóteses sobre convergência.

Todavia, se essas são aceções comumente usadas na literatura econômica do termo convergência, duas outras definições, que pode-se dizer, variantes dos conceitos anteriores e de grande importância prática são: β -convergência, usada tanto para designar a ocorrência convergência condicional quanto para a convergência incondicional e σ -convergência. Assim, existe β -convergência simplesmente se as economias pobres crescem mais rápido do que as economias ricas (Sala-i-Martin, 1996), enquanto que σ -convergência pode ser definida como a situação em que a dispersão da renda de um grupo de economias tende a decrescer ao longo do tempo (Sala-i-Martin, 1996). Em geral, utiliza-se como medida de dispersão o desvio-padrão do logaritmo natural da renda (PIB) per capita, entretanto, outras medidas de dispersão como a variância do logaritmo natural da renda e o coeficiente de variação, também são utilizadas para verificar a existência de σ -convergência. Muitos autores também utilizam a variação temporal de índices de desigualdade como indicadores de aumento da dispersão da renda e, portanto, σ -convergência. Entre os índices de desigualdade utilizados pode-se citar o Coeficiente de Gini, Índices de Theil, Coeficiente de Willianson, Coeficiente de Bourguignon entre outros.

3.3 A Experiência Brasileira²¹:

Para que possamos organizar as contribuições dadas pelos diversos autores que procuraram estudar a convergência de renda no Brasil, vamos fazer uma divisão de cunho meramente didático, agrupando-as segundo a metodologia empregada: *cross-section*, séries temporais ou dados em painel. Em cada caso serão apresentados os resultados principais, de cada estudo, bem como, o tipo de inovação ou problema enfrentado que o artigo trouxe naquele campo específico de estudo. Ademais, procura-se ressaltar suas diferenças, quanto :

a) base de dados utilizada, particularmente com relação às diferentes séries de renda e

²¹ Importante dizer que o critério de escolha foi antes pela disponibilidade dos artigos e não por sua qualidade.

deflatores utilizados; b) metodologia empregada tanto com relação a estimação da β -convergência, quanto da σ -convergência; c) variável dependente utilizada: PIB, PIB *per capita*, renda média (pessoal ou familiar); d) vetor de variáveis explicativas utilizadas, conquanto a utilização do modelo teórico de referência.

Os resultados para cada corte espacial, inclusive com algumas características dos modelos utilizados são sintetizados nas Tabelas 6 a 7, de acordo com o tipo de estimativa obtida.

3.4 A Convergência de Renda entre os Estados Brasileiros

3.4.1 Os Estudos baseados em dados *Cross-Section*

Os artigos de Azzoni (1994), Ferreira e Ellery Jr (1995), Ferreira e Diniz (1995) e Ferreira (1995) podem ser considerados os estudos pioneiros que procuraram, a partir da metodologia desenvolvida por Barro nos dois primeiros trabalhos, e da metodologia empregada por Baumol nos dois últimos, estimar a velocidade de convergência, isto é, β -convergência, para os estados brasileiros. Além disso, nesses mesmos trabalhos os autores obtêm diferentes medidas de σ -convergência, isto é, empregam medidas de dispersão e verificam sua evolução ao longo do tempo das séries utilizadas.

No trabalho de Azzoni, ainda que não apareça explícito no artigo os resultados da estimação da β -Convergência, o autor conclui que o teste estatístico, através de uma análise de regressão, não permite aceitar a hipótese de convergência para todos os estados brasileiros. Todavia, quando dividiu a amostra somente para os estados da região sudeste e sul, o mesmo teste indicou convergência absoluta entre estes estados, ainda que para as demais regiões separadamente, o coeficiente segundo o autor, é praticamente nulo. Todavia, o autor chama atenção que considerando somente o período entre 1970 e 1990, os testes não permitiram rejeitar a hipótese de convergência absoluta mesmo para todos os estados brasileiros em conjunto.

Para calcular a σ -convergência, o autor utiliza o coeficiente de variação considerando os desvios em torno da média do país, ponderada pela população relativa do estado ao total nacional. O resultado obtido para o conjunto dos estados mostra uma

oscilação ao longo do tempo da desigualdade entre os estados, onde o autor conclui que a tendência recente de queda a partir de 1970 não seria suficiente para se afirmar que é uma tendência de longo prazo, e, que, portanto, as desigualdades inter-estados estariam crescendo.

Com relação ao trabalho de Ferreira e Elerry Jr, o maior problema encontrado foi a deficiência dos dados dos PIBs estaduais para o ano de 1990. Assim, eles tiveram de estimá-lo a partir da participação de cada estado na arrecadação total do ICMS entre os anos de 1985 e 1990 e a taxa de crescimento dessa participação nesse período. A partir dessa hipótese “forte”, como é acentuada pelos próprios autores, de que existe uma correspondência entre as taxas de crescimento das participações no PIB e ICMS, pôde-se estimar o PIB de cada estado simplesmente multiplicando-se as participações de cada estado pelo valor do PIB brasileiro, para os anos de interesse: 1970, 1975, 1980, 1985, 1990.

Com exceção de um exercício para variáveis *dummies* levando em conta as diferenças entre as regiões brasileiras, os resultados dos autores mostraram-se significantes e positivos, para ambas as bases de dados, de modo que as estimativas de β -convergência obtidas (pelos autores) os levaram a afirmar a existência de um processo de convergência entre os estados brasileiros. Tal resultado também não diferiu quando da mudança do período considerado.

A baixa velocidade de convergência encontrada de cerca de 1,3%, menor, portanto, que a velocidade de convergência estimada para os estados americanos de 2% ao ano (Barro e Sala-i-Martin, 1992) foi atribuída pelos autores ao crescimento da produtividade do trabalho nos EUA relativo ao Brasil, que mais do que compensou uma maior taxa de crescimento da população brasileira relativa à população americana.

Com relação à σ -convergência, o resultado mais significativo foi que para o intervalo integral, isto é, entre 1970-1990, houve uma queda da variância.

Os autores ainda realizam um exercício de normalização, com base na $\frac{\sigma^2}{\mu}$ para retirar o efeito para baixo da σ -convergência, devido ao crescimento do PIB dos estados ao longo do período, o que confirmou esta expectativa.

Por fim, comparando as variâncias no estado estacionário, em relação à variância inicial para cada estado, os autores reforçam a conclusão de que efetivamente estaria havendo um processo de convergência, tal que as rendas *per capita* dos estados brasileiros tenderia a se aproximar ainda mais.

No artigo de Ferreira (1995), o autor explora a influência dos fluxos migratórios para a determinação da taxa de convergência. Nesse artigo o autor verifica a convergência de renda *per capita* entre os estados para o período de 1970 a 1980, usando a metodologia proposta por Baumol, com e sem a inclusão do fluxo líquido (saldo) migratório, onde observa em ambos os casos a corroboração da hipótese de convergência absoluta. Todavia, o resultado da segunda regressão, quando foi acrescentado o efeito da migração, ficou constatado que esta variável exerceu um efeito sobre a velocidade de convergência. Além do mais, ficou evidente que a taxa migratória líquida exerce um efeito negativo sobre as taxas de crescimento da renda *per capita*, de forma que a velocidade de convergência diminuiu com a introdução dessa variável na regressão, embora a influência dessa variável seja de pouca expressão em termos quantitativos.

Quanto à medida de σ -convergência, considerando o período de 1950 a 1985, o autor utiliza a medida tradicional de L-Theil, por meio do qual observa um decréscimo da dispersão ao longo da série, ainda que entre as décadas de 1950 e 1970 a padrão tenha sido oscilante.

No artigo de Ferreira e Diniz, os autores exploram a idéia de convergência absoluta a partir da equação proposta por Baumol (1986), onde obtém o sinal conforme o esperado e, portanto, concluem que há β -convergência entre os estados brasileiros. Essa tendência à convergência é atribuída pelos autores aos fatores relacionados com a “ação da política econômica e com a lógica econômica da competição e localização”. Assim, a partir dos argumentos de um estudo anterior desenvolvido por Diniz (1993), os autores atribuem o processo de convergência aos seguintes fatores: i) o desenvolvimento e a ampliação da infra-estrutura básica; ii) o movimento das fronteiras agrícola e mineral; iii) a ação direta do Estado em termos de investimento e concessão de subsídios e incentivos fiscais; iv) a crise econômica e política do Rio de Janeiro; v) a reversão da polarização industrial da área metropolitana de São Paulo; e vi) os movimentos migratórios e as alterações na distribuição regional da população.

Quanto à determinação da σ -convergência, partindo da premissa que uma “distribuição de renda igualitária” entre os estados requeriria que a cada estado coubesse uma proporção de renda interna equivalente a sua participação relativa na população no país, (os autores) constroem um indicador que é a razão entre a participação da população e da renda do estado na do país²². Com base nesse indicador, para uma análise dos anos de 1970, 1975, 1980, 1985, os autores mostram que os estados da região nordeste eram os que apresentavam (em média) os maiores índices, sendo que em 1985, seis estados ainda apresentam este indicador maior do que 2 e três maiores do que 3. Na outra ponta, dentre os estados da região sudeste, dois apresentavam índice abaixo de 1 e dois bem próximos de 1, em 1985. Os estados da região sul, por sua vez, apresentavam-se com valores abaixo de 1 em 1985.

Todavia, como tendência geral, os autores concluem que embora a extrema desigualdade ainda prevalecesse em 1985, o grau de desigualdade estaria diminuindo ao longo do período considerado, com a maioria dos índices j_i tendendo a convergir para o valor de 1.

Os autores apresentam ainda uma medida-única do grau de desigualdade como desenvolvida por Bourguignon – índice J, onde observam que o mesmo experimentou uma redução ao longo do período considerado (para todos os estados brasileiros), com uma maior tendência à convergência a partir de 1975.

Em 1996, uma nova contribuição calcada em medidas de σ -convergência, foi dada por Borges Ferreira. Fazendo uma comparação das rendas per capita dos estados entre os anos de 1970 e 1992, o autor conclui que houve convergência de renda de cerca de 19 estados para a média nacional nesse período, sendo que os estados que apresentaram divergência foram Rondônia, Roraima, Amapá, e Distrito Federal. O autor chega a essa informação simplesmente calculando a proporção da renda *per capita* de cada estado em relação à média nacional para os anos em análise.

Para verificar a evolução da desigualdade ao longo do tempo (1910-1992), o autor também utiliza a distribuição inter-estadual da renda mediante o cálculo dos índices de

²² Esse indicador foi chamado de j_i e é dado pela fórmula $j_i = p_i / y_i$ em que p_i e y_i são a participação da população e renda no estado i . Sua interpretação é que quanto mais igualitária a renda mais ele se aproxima de 1.

Theil-L, Theil-T, a variância e a relação entre a renda *per capita* do estado mais rico e o estado mais pobre ao longo do período.

A evolução dos índices “L” e “T”, segundo o autor, sugere que o período 1970 até 1992 pode ser dividido em duas fases distintas, no que diz respeito ao processo de convergência entre as rendas *per capita* estaduais do país. Na primeira fase, de 1970 a 1986, os índices tenderam a decrescer vindo a alcançar, em 1986, um valor equivalente a pouco mais da metade dos índices observados em 1970. A partir daí, os índices não apresentariam mais uma tendência definida, registrando apenas pequenas oscilações em torno do nível de 1986.

No ano de 1997, com o intuito de mostrar o impacto da contribuição da educação para o crescimento econômico, Andrade (1997) também aponta novas evidências acerca da hipótese da convergência de renda *per capita* entre os estados brasileiros. Assim, tomando como referência o período de 1970-1995, a autora utiliza dois modelos teóricos diferentes: o modelo desenvolvido por Lau et al. (1993) e o modelo de Benhabib et al. (1994), fazendo, entretanto, nesse segundo duas variações. A primeira considerando a especificação conforme àquela feita por esse autor, enquanto que a segunda introduzindo a variável renda inicial para controlar o efeito *catching up*, conforme sugerido por Nelson e Phelps (1966), para captar a capacidade da economia de adotar e implementar novas tecnologias.

O resultado obtido mais significativo foi que na segunda especificação do modelo de Benhabib et al. (1994), a renda inicial *per capita* mostrou sinal negativo (significante a 5%), corroborando a hipótese da convergência.

Em 1998 novas evidências acerca da existência convergência de renda *per capita* entre os estados, tanto em termos absolutos como em termos condicional, foram apresentadas por Zini Junior (1998).

Nesse estudo o autor utiliza (p/ preços constantes em reais de 1995) o PIB por estado para os anos de 1939, 1947 e a cada cinco anos para o período de 1950 a 1994. Os dados do PIBs por estado de 1939 a 1985 (e 1987 e 1992) foram utilizados da base do IBGE, enquanto que de 1985 a 1994 foram utilizados os dados do IPEA.

Para o teste da β – convergência o autor usou a tradicional equação sugerida por Barro e Sala-i-Martin (1992, 1995). Usando *dummies* para captar efeitos (choques regionais) a velocidade de convergência aumentou para os dois períodos: para 1939-94, e

para 1947-94, ainda que tenha permanecido, sendo este fato explicado pelo autor com refletindo as dispersões das taxas de crescimento entre os estados.

O cálculo da σ – *convergência* considerou três medidas de dispersão: a variância amostral, a variância amostral dividida pela média amostral, e o coeficiente de variação (desvio-padrão dividido pela média), todas calculadas a partir do logaritmo natural da renda *per capita* dos estados. Focalizando as medidas em nível estadual, o autor constatou os seguintes subperíodos na trajetória dos indicadores: a disparidade aumentou de 1939 a 1955; decresceu de 1955 a 1965, cresceu ainda entre 1965 e 1975, caiu substancialmente entre 1975 e 1990 e aumentou vagarosamente entre 1990 e 1994. Ressaltou também, que o aumento das disparidades entre 1965 a 1970, quando os recursos da SUDAM e SUDENE alcançaram os seus níveis mais altos, sugere que a política de incentivos fiscais foi ineficaz na redução do *gap* entre norte e sul. Em resumo, (o autor) acentua que a hipótese de convergência não pode ser rejeitada tanto para β – *convergência* quanto para σ – *convergência* .

Por fim, o autor através de regressões estruturais procura explicar os fatores determinantes do crescimento da renda *per capita*. Assim, introduz um vetor de variáveis explicativas no modelo que tenta capturar os efeitos do aumento do capital humano e ganhos tecnológicos incorporados no novo capital e o papel de variáveis sócio-econômicas. A variável capital humano foi introduzida considerando a proporção de analfabetos em um estado da população e proporção de “instruídos”, definidos como a fração da população que tinha educação secundária (ensino médio – implicando pelo menos 8 anos de educação formal). Para elevar em conta a quantidade e qualidade do estoque de capital, foram construídas variáveis *proxies* da evolução do investimento na industria em cada estado. Duas outras variáveis para representar o ambiente sócio-econômico foram acrescentadas: um índice de exportações acerca do PNB do estado para indicar uma orientação do estado a exportar e um índice de concentração da propriedade (a área das “fazendas” maiores de 1000 hectares, dividida pela área ocupada por “fazendas” menores do que 50 hectares).

Segundo o autor, como a maioria das variáveis sócio-econômicas advém de dados censitários (no espaço de 10 anos), alguns ajustamentos tiveram de ser feitos nos dados. Os dados da renda *per capita* foram ajustados para começar em 1940 (multiplicando os valores para 1939 pela taxa de crescimento do PNB em 1940) e em seguida de 5 em 5 anos. Os

dados sobre analfabetismo, escolaridade e propriedade da terra foram obtidos em intervalos de 10 anos e para o intervalo de 5 em 5 anos por interpolação. Os valores para 1994 foram obtidos junto a PNAD. Os dados sobre exportação (em dólar) foram obtidos junto ao IBGE, só que havia o problema que esses dados se reportavam à exportação pela localização do porto ou aeroporto situado no estado o que subestimou as exportações reais para alguns estados e superestimou para outros.

Uma regressão log-linear foi estimada usando mínimos quadrados generalizados, a evidência encontrada foi uma relação positiva entre ganhos na redução do analfabetismo e aumento da educação formal, com ambos os coeficientes estatisticamente significantes. Também constatou que o investimento na indústria (*proxy* do aumento do capital físico), teve um positivo e significativo efeito sobre o crescimento. Por fim, observou um sinal negativo do coeficiente de propriedade da terra, indicando que a concentração da terra é detrimental ao crescimento e o coeficiente das exportações positivo, embora, pequeno, explicado como um possível problema nos dados.

Também em 1998, Ferreira apresenta novas evidências de convergência entre os estados brasileiros. Calçado em regressões *cross-section* do tipo de Baumol (1996), fez vários exercícios para o período compreendido entre 1970 e 1995, para verificar como a velocidade de convergência se alteraria em função de variações no período amostral, bem como para o controle de diferentes variáveis explicativas como: média da taxa de investimento no período, média de anos de escolaridade da PEA no período, taxa anual média de crescimento da força de trabalho e taxa de participação da força de trabalho – PEA na população total (PEA/População) no período.

Para esses vários exercícios, os resultados mostraram não só evidência de convergência, mas também aumento da velocidade de convergência (β) quando as outras variáveis que controlam para a renda *per capita* no *steady state* foram introduzidas nas equações de convergência.

Quanto à medida de dispersão, mais uma vez o autor utilizou a medida tradicional de L-Theil, onde ao longo do período observado, verificou uma queda dessa medida em termos contínuos até 1986, experimentando a partir daí um padrão oscilante, mas decrescente.

Ferreira também apresenta em 2000, artigo similar ao de 1998, com novas evidências que corroboram a hipótese de convergência entre os estados. Também como no estudo anterior, (o autor) verificou, controlando para o mesmo conjunto de variáveis explicativas, que os resultados para convergência condicional foram substancialmente maiores que os resultados para convergência incondicional. Um experimento interessante realizado foi subdividir a amostra de 1970 a 1995, em dois sub-períodos: (1970 a 1980) e (1980 a 1995), para verificar a sensibilidade das estimativas β a essas alterações, cujo resultado foi obter uma maior velocidade de convergência condicional para o período 1970/80.

Também em 2000, Porto Junior e Ribeiro (2000), a partir dos dados do PIB per capita dos estados da série IPEA/PNUD, para o período 1985 e 1998, realizam novos testes acerca da convergência de renda entre os estados brasileiros. Nesse estudo, constataram que não se pode inferir que houve convergência absoluta nesse período, pelo menos a um nível de significância menor do que 10%. Todavia, os autores assinalam que há sinais de heterogeneidade na amostra, com um aumento da dispersão dos resíduos à medida que a renda cresce. Em decorrência disso, os resultados indicariam a formação de clubes de convergência distintos entre os estados pobres e os estados ricos.

Aliado aos problemas apontados acima, os autores indicam também a presença de *outliers* e um baixo poder de explicação das equações estimadas, o que, apesar disso, os resultados corroboraram a hipótese de convergência condicional.

3.4.2 Os Estudos Baseados em Séries Temporais

Em 2003, Barossi-Filho e Azzoni (2003) apresentam o primeiro estudo sobre convergência no país usando a metodologia de séries temporais. Nesse estudo, utilizando-se dos testes de raízes unitárias ADF e PP²³, os autores mostraram que 14 estados apresentavam sinais de convergência, 3 estados de convergência fraca, e cinco de nenhuma.

²³ Os dois são testes de raiz unitária para detectar estacionariedade. O primeiro é o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que é uma modificação do teste Dickey-Fuller, no qual devido a presença de autocorrelação dos resíduos, se introduzem na equação de regressão termos de diferenças defasados. O segundo é o teste Phillips-Perron (PP).

Vale dizer, que a convergência (estocástica), pensada aqui pelos autores, diz respeito ao processo de aproximação da renda *per capita* do estado para a média nacional.

3.4.3 Os Estudos Baseados em Dados em Painel

Alguns dos estudos apresentados acima, especialmente os mais recentes, também trabalharam com dados em painel, com o intuito de minimizar alguns dos problemas relacionados aos estudos *cross section* e verificar como as estimativas geradas com dados em painel “melhorariam” os resultados obtidos via *cross section*.

Em Ferreira (2000) o autor utiliza uma regressão com dados em painel, considerando o período de 1970/95. Todavia, nesse modelo (o autor) acrescentou ainda, variáveis *dummies* de tempo, e regionais. De fato, com objetivo de controlar a diferença substancial de ambiente macroeconômico entre os períodos de 1970 a 1980 (“milagre”) e 1980 a 1995 (instabilidade e estagnação), (o autor introduziu) uma variável *dummy* de tempo no modelo considerando o valor de 1 (um) para o período entre 1980 a 1995 e 0 (zero) para os anos do período anterior. Quanto às variáveis *dummies* regionais, essas foram atribuídas aos estados do Amazonas e Amapá, além do que, por falta de informação, o estado do Acre foi retirado da regressão. Os resultados para dados em painel também confirmaram a hipótese de convergência condicional.

Azzoni et al. (2000) apresentam novas estimativas acerca da velocidade de convergência para os estados brasileiros só que agora tenta avaliar em que medida as externalidades espaciais, àquelas ligadas as características geográficas de um determinado local como clima, mas também infra-estrutura privada e pública dentre outras, condicionam o crescimento econômico regional.

Nesse artigo utilizam para o período compreendido entre 1981 e 1996, dados da PNAD relativos à renda familiar per capita, de forma que são introduzidas como variáveis explicativas no modelo tanto variáveis geográficas, inclusive, estaduais quanto também, variáveis que descrevem características das famílias e de suas residências.

O modelo utilizado segue o proposto por Islam (1995), para dados em painel com efeito fixo, introduzindo, entretanto, um vetor de variáveis adicionais para captar o efeito de variáveis geográficas. Além disso, o autor constrói dez *cohorts* por estado e ano para todas

as variáveis incluídas no modelo, inclusive, para um grupo de variáveis que caracterizam o estado da residência das famílias. Isso permite o autor estimar a equação de regressão, onde as variáveis utilizadas são agora a média dos *cohorts* por ano e estado.

Como resultado geral das estimações, tanto quando se considera como variável dependente o logaritmo da renda *per capita*, ou quando se considera a primeira diferença é que as variáveis geográficas são importantes na explicação das diferenças nos níveis de renda entre os estados brasileiros. Todavia, os resultados não mostraram sinal de convergência absoluta, se bem que quando se controla somente para capital humano, infraestrutura e variáveis geográficas, corrobora-se a hipótese de convergência condicional. Além do mais, a alta velocidade de convergência obtida quando se controla para todas essas variáveis, indica segundo os autores, que os estados brasileiros estariam próximos de seus estados estacionários, de forma que “equilíbrio da desigualdade de renda regional no país não seria muito diferente do que se tem hoje”.

A partir do modelo desenvolvido por Barro e Sala-i-Martin (1995), no que tange a introdução do comportamento das migrações no estudo do processo de convergência de renda, Menezes e Ferreira Jr (2003) aplicaram esse modelo para verificar como os fluxos migratórios entre os estados brasileiros poderiam alterar a velocidade de convergência entre esses estados.

No artigo de Menezes e Ferreira Jr (2003), o estudo foi desenvolvido com base na metodologia de dados em painel, utilizando-se dos dados da PNAD para o período entre 1992 e 1999²⁴. Observa-se, entretanto, que na amostra foi considerado somente o rendimento da População Economicamente Ativa (PEA), eliminando-se da amostra os trabalhadores inativos e com rendimentos iguais a zero. Também não foram considerados os estados da região norte, a exceção do estado do Tocantins que foi incluído como pertencente à região Centro-Oeste.

Os dados foram agregados por ano, unidade da federação e setores: agricultura, indústria, serviços e governo.

A variável taxa de líquida de migração foi construída utilizando-se dos seguintes passos: i) excluíram-se da amostra as pessoas que migraram em busca de trabalhos

²⁴ Observa-se que devido a inexistência de dados para o ano de 1994 os autores utilizaram a interpolação entre os anos de 1993 e 1995 para aquele ano.

sazonais, de safra e sazonais, tam que foram considerados como migrantes de um determinado estado àqueles trabalhadores que ali chegaram e fixaram residência por pelo menos 4 anos sem retornar ao seu estado de origem; ii) em contrapartida foram considerados emigrantes todos os trabalhadores que vindos de outros estados fixaram residência neste estado 4 anos antes da pesquisa; iii) exclui-se da análise os trabalhadores estrangeiros; iv) o saldo entre migrantes e emigrantes deu origem a taxa líquida de migração. Considerando essas premissas, a taxa líquida de migração foi construída em intervalos de 4 em 4 anos na amostra.

Os autores utilizam três modelos. O primeiro modelo seguiu o utilizado por Barro e Sala-i-Martin (1995) em uma estrutura *cross-section*. O segundo modelo seguiu também o proposto por Sala-i-Martin (1995) só que em uma estrutura de dados em painel, considerando efeito fixo para controlar para variáveis como: clima, solo, proximidade de matéria-prima entre outras que não variam no tempo entre as regiões e setores. Assim, nesse modelo introduzem *dummies* regionais e setoriais. O terceiro segue o modelo neoclássico padrão (Solow), onde na equação de estimação é inserida a variável taxa líquida de migração para medir seu efeito sobre a velocidade de convergência.

Entre os resultados obtidos há de se destacar que quando a variável migração não é introduzida na equação de regressão, verifica-se a corroboração da convergência absoluta, se bem que a uma velocidade de convergência muito baixa. Quando a variável citada é introduzida no modelo a velocidade de convergência não se altera e esta não se mostra estatisticamente significativa. Todavia, quando se controla para os setores da economia, a velocidade de convergência se eleva cerca de sete vezes e a taxa de migração torna-se significativa (a 10%). Por sua vez, inserindo *dummies* regionais a velocidade de convergência dobra e o coeficiente estimado da variável migração deixa de ser significativo, o que significa segundo os autores que a migração não ajuda na velocidade de convergência.

3.4.4 – Resultados a partir da Metodologia de Quah

No trabalho de Ferreira (2000), o autor classificou os estados segundo a sua renda *per capita* em cinco categorias: muito pobres, pobres, de renda mediana, ricos e muito

ricos. Quanto à construção da matriz de transição de Markov, o autor constatou que no período 1970/1995, 14 estados se moveram, cinco saíram da condição de muito pobres e cinco da condição de pobres em 1970, para os estratos imediatamente superiores. Por sua vez quatro estados desceram sua posição na escala de renda, para uma posição imediatamente inferior àquela que eles ocupavam em 1970. Os outros onze estados restantes não migraram, permanecendo em 1995 na mesma situação que estavam em 1970.

Uma outra conclusão obtida pelo autor (usando as probabilidades de transição) foi uma tendência dos estados se moverem em direção aos estratos de renda pobre e média. Todavia, a principal conclusão obtida pelo autor foi que, embora, os resultados indicassem uma redução das desigualdades entre os estados, não se pode afirmar que estivesse havendo convergência absoluta em termos dos estados convergirem para uma mesma renda *per capita*. Além do que, por outro exercício realizado pelo autor, um significativo número de estados pareceriam estar próximos de suas rendas de *steady state*, tal que isso arrefeceria qualquer processo de convergência, que pudesse ser observado desde 1986.

3.5 Críticas aos Estudos de Convergência

3.5.1 Críticas Metodológicas

Apesar de sua popularidade, os resultados empíricos baseados nas regressões *cross-country* têm sido alvo de diferentes críticas. Vamos agrupar algumas dessas críticas, dividindo-as em diferentes categorias. A primeira delas diz respeito às críticas quanto aos estudos *cross-section*, que foram, em grande parte, voltados a estudos *cross-country*. Pode-se, entretanto, agrupar as críticas segundo Temple (1999) em seis grupos segundo o problema identificado: i) heterogeneidade; ii) existência de *outliers*; iii) possibilidade de incerteza; iv) erros de medida das variáveis; v) endogeneidade; vi) auto-correlação dos resíduos da regressão.

- i) A heterogeneidade dos parâmetros das unidades espaciais consideradas seria o reflexo da heterogeneidade entre essas unidades, devido suas diferenças no ordenamento social, político e institucional. Assim, estudos *cross-section* com amostras de unidades geográficas heterogêneas como é em princípio o

caso brasileiro para qualquer corte espacial que se dê, se traduz em um baixo poder de explicação das estimações obtidas, em muitos casos, quanto às diferenças de taxas de crescimento entre essas unidades geográficas, independentemente do sinal esperado e significância do parâmetro estimado β . Assim, é possível, e mesmo provável que os parâmetros variem entre essas unidades, de modo que se isso não é levado em conta, obtêm-se estimativas inconsistentes. Além do que, isso pode se refletir na existência de heterocedastidade entre os resíduos da regressão, uma vez que a heterogeneidade pode redundar em comportamento diferenciado da dispersão da renda entre essas unidades. Por fim, o modelo fornece como resultado da estimação uma mesma velocidade de convergência para todas as unidades geográficas, o que, dada a heterogeneidade, é inadmissível e, ao mesmo tempo, torna-se incapaz de verificar a hipótese de formação de Clubes de Convergência;

- ii) A presença de *outliers* significa que nem todas as observações são ajustadas da maneira como se queira ou se esperava. Essa não representatividade pode ser devido à heterogeneidade dos parâmetros, variáveis omitidas, mas principalmente devido a erros de medida das variáveis, que, por sua vez, conduzem a problema de endogeneidade. A tentativa de resolver esse problema tem sido em muitos casos, o expediente simples, mas “ad hoc” de retirar da amostra a observação “desajustada”.
- iii) A incerteza quanto à verdadeira forma do modelo, uma vez que não existe um modelo teórico consistente e único para a determinação da renda per capita, tem levado a que mais de 50 variáveis tenham sido testadas com êxito, isto é, se mostraram estatisticamente significantes e, portanto, correlacionadas com o crescimento. Todavia, como mostraram Levine e Renelt (1992), isto não significa que todos esses resultados sejam, de fato, robustos. Através de uma técnica denominada de *Extreme Bounds Analysis* (Análise Extrema Limitada), esses autores concluíram que poucos resultados eram verdadeiramente robustos às mudanças nas especificações. Apesar da relevância dessa contribuição apresentada pelos autores, eles mesmos não se

livraram dos problemas apresentados em outros estudos anteriores como de endogeneidade (Temple, 1999).

- iv) A qualidade dos dados que é o aspecto principal quando se fala de erros de medida ou de mensuração das variáveis é um elemento que na maioria das vezes escapa do controle do pesquisador e que, no caso brasileiro, é infelizmente um fato muito presente. Nesse particular, esse problema não atinge apenas os estudos *cross-section*, mas todas as abordagens de convergência realizadas no país. Assim, por exemplo, existem diferenças significativas quando se toma a série de PIB dos estados divulgada pela SUDENE e àquelas atribuídas ao IPEA/IBGE. Também podem ser citados problemas referentes quanto ao deflator utilizado para transformar os dados nominais, o que tentou contornar Azzoni et al. (2000, criando deflatores específicos para cada unidade espacial de observação.
- v) A presença de endogeneidade, talvez seja o problema mais recorrente e, por isso mesmo, o problema mais atacado nos estudos de convergência *cross-country*. Assim, por exemplo, Barro e Sala-i-Martin (1995), Barro (1997), Nazrul (1995), Caselli et al. (1996), Hall e Jones (1998), foram alguns dos estudos que o reconheceram e procuraram resolvê-lo de alguma maneira. Importante ressaltar que a endogeneidade pode derivar de três fontes (Wooldridge, 2002): a) variáveis omitidas; b) erros de medida e c) simultaneidade. Assim, por exemplo, enquanto Barro e Sala-i-Martin (1995), Barro (1997) e, Islam (1995) apontaram como causa da endogeneidade a existência de um “efeito país”, relativo aos choques específicos de cada país, ou de suas especificidades em termos de preferências, tecnologia e instituições; Caselli et al. (1996) apontaram a presença de simultaneidade entre a taxa de crescimento do capital físico e a taxa de crescimento do produto.
- vi) A auto-correlação dos resíduos é também outro possível problema de ser encontrado, e pode tanto resultar de variáveis omitidas, mas também, podem

existir devido a choques comuns, cuja dificuldade de modelar acaba por criar essa correlação (Temple, 1999).

Todavia, além dessas críticas, pode-se acrescentar àquelas vinculadas a Friedman (1992) e a nova abordagem proposta por Quah (1993a,1993b), para os estudos de convergência.

No primeiro caso, Friedman assinala que os estudos de convergência são todos viesados porque representam, em verdade, uma regressão falaciosa uma vez que a regressão é feita em torno da média da taxa de crescimento. Desse modo, tudo o que se pode dizer acerca das “evidências” de convergência (β -convergência) é que existe uma tendência de ajuste para a média da renda²⁵, e qualquer interpretação que vai além dessa é um resultado falacioso. Uma falácia que passou a ser denominada na literatura de Falácia de Galton.

Isto pode ser visto se entendermos que a regressão de Barro pode ser ajustada por um processo auto-regressivo de primeira ordem um AR (1) do tipo:

$$\ln(Y_{i,t}) = \delta + (1-b)\ln(Y_{i,t-1}) + e_{i,t} \quad (1)$$

onde, $\ln(Y_{i,t})$ = logaritmo da renda per capita em t;

δ = parâmetro de intercepto;

$e_{i,t}$ = erro aleatório com distribuição normal, média zero, e variância constante e igual para todas as economias. Assume-se, também, que erros serialmente não correlacionados;

com $0 < b < 1$ constante.

Se tomarmos a variância na equação (1), obtém-se o seguinte resultado:

$$\text{Var}(y_{i,t}) = (1-b)^2 \text{Var}[y_{i,t-1}] + \sigma_e^2$$

ou
$$\frac{\text{Var}[y_{i,t}]}{\text{Var}[y_{i,t-1}]} = \frac{(1-b)^2}{\rho^2} \quad (2)$$

²⁵Considerando que os erros estocásticos sejam bem comportados, independentes, com média zero e distribuição normal

onde: Var = variância da renda *per capita*;

$$\rho^2 = \text{coeficiente de correlação entre } \ln(y_t) \text{ e } \ln(y_{t-1})$$

O resultado falacioso é interpretar $b > 0$ como condição suficiente para que esteja ocorrendo uma queda da desigualdade de renda (diminuição da dispersão). Na realidade, tanto pode ocorrer que $\rho < b < 1$ e, ou que $b > 1$, de forma que a dispersão de renda estaria aumentando e não diminuindo.

A crítica de Quah se baseia em dois pontos. O primeiro é o fato que as regressões *cross-section* não levam em conta a dinâmica inteira da distribuição nem, tampouco, seus movimentos internos de renda. Isso logicamente traz um prejuízo para os estudos de desigualdade, pois os resultados são bastante sensíveis ao tempo compreendido pela amostra e a definição de sua data inicial e final. Segundo e crucial, como bem assinalou Quah, os resultados de convergência condicional são completamente desinteressantes para os estudos de convergência, a não ser pelo fato de que aponta que as unidades geográficas estarão convergindo para diferentes *steady states* e, portanto, a identificação de suas “posições” pode mostrar qual à distância entre elas no equilíbrio de longo prazo.

Todavia, a própria metodologia de Quah, apesar do seu avanço em ser capaz de modelar a dinâmica da distribuição e o movimento interno das rendas relativas, também esta sujeita a críticas, especialmente quando assentada no processo discreto. Isso porque o critério de escolha das classes de renda da matriz de transição é arbitrário.

3.5.2 Críticas Quanto a Relação entre β -convergência e σ -convergência

A relação entre β -convergência e σ -convergência pode ser enganosa quando não se atenta para alguns detalhes acerca da trajetória de crescimento entre duas economias. Além do mais, a medida de β -convergência esta claramente relacionada a um processo persistente, de tendência, enquanto a medida de σ -convergência, pode depender do comportamento cíclico. Isso explica, por exemplo, porque para vários estudos que evidenciaram β -convergência de renda em termos estaduais como Elerry Jr e Ferreira (1996), Ferreira e Diniz (1995), Ferreira (1998), Zini Junior (1998), Porto Junior e Ribeiro

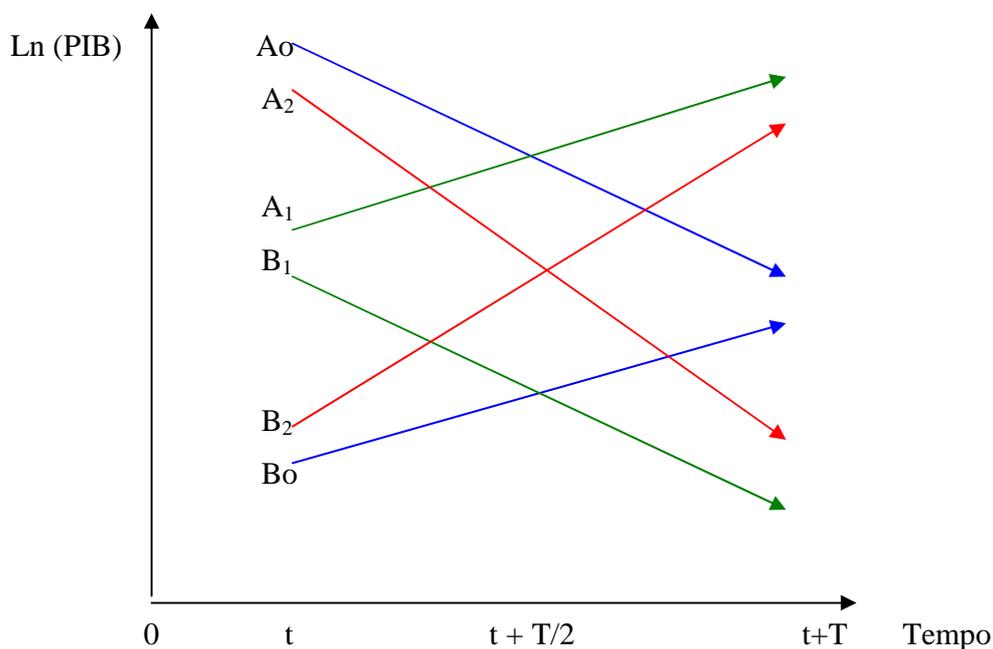
(2000) se evidenciou um padrão oscilante de σ -convergência. De modo que a comparação entre o início e o final da amostra, em cada caso, poderia levar a σ -convergência ou σ -divergência.

Outro ponto é que as amostras em muitos estudos são consideradas relativamente curtas para caracterizar uma tendência, o que segundo Rocha (1998) só poderia ser possível de ser detectado com segurança a partir de base de dados relativos a períodos de tempo substancialmente maiores. Além disso, citando novamente Rocha (1998), o uso de dados quinquenais ou decenais poderia ocasionar uma “atipicidade para refletir a tendência do período”.

Além dessas, vamos acrescentar outras duas categorias de críticas. A primeira delas diz respeito às relações entre as evidências de β -convergência e σ -convergência obtidas nos diferentes estudos. A segunda e talvez mais importante, diz respeito à falta de robustez dos estudos de convergência em responder a questões relacionadas à desigualdade social no país, mesmo entre as unidades espaciais que estão sendo consideradas em cada caso. Assim, será argumentado que esses estudos pouco dizem sobre a desigualdade social existente no país, de qualquer ponto de referência espacial que se tome.

A priori, intuitivamente, a relação entre β -convergência e σ -convergência, ou melhor, entre a velocidade de convergência e desvio-padrão do logaritmo do PIB per capita pode ser pensada como que atuando em apenas uma direção. De fato, parece plausível supor que quanto mais a dispersão (de renda) entre duas economias decresce no tempo é por que a economia mais pobre estaria crescendo a uma taxa mais rápida.

Não menos plausível é supor que quando a velocidade de convergência esta caindo, ao longo do tempo poder-se-ia esperar o aumento da dispersão de renda entre essas economias. Então, por esse raciocínio, se estabeleceria uma causalidade inversa entre β -convergência \rightarrow σ -convergência. Todavia, não parece plausível supor a inversão do sentido da causalidade. Um aumento ou diminuição da dispersão conduziria a um aumento ou diminuição da velocidade de convergência. De fato, esse é o raciocínio correto, pelo menos quando se esta pensando em estudos *cross-section*. O Gráfico 3 a seguir, ajudará a esclarecer esse raciocínio.

Gráfico 3 – Relação entre β e σ – convergência com Trajetórias Contrárias

Pelo Gráfico 3 se observam três pares de retas de mesma cor. Cada par significa a trajetória de crescimento ou decrescimento ao longo do período t a T de duas economias A e B. Considerando as duas economias representadas pelo par de cores azuis, observa-se que entre as economias A_0 e B_0 existe uma considerável dispersão dos dois níveis de renda. Entretanto, ao longo do período, enquanto a economia A exibe um decrescimento (taxa de crescimento negativa), a economia B exibe um crescimento (taxa de crescimento positiva), assim claramente, pelo conceito antes definido, houve β -convergência, de modo que ao final do período verifica-se, também, σ -convergência, o que só foi possível porque a economia B cresceu mais rapidamente que a economia A. Portanto, pode-se afirmar que uma condição necessária para essa existência de σ -convergência foi a existência de um processo de β -convergência ao longo de todo o período.

Voltando-se agora para o par de retas de cor verde verifica-se agora que quem cresceu ao longo do período foi a economia A_1 , enquanto que a economia B_1 decresceu. Dessa maneira, a economia relativamente mais rica A_1 exibiu uma taxa de crescimento positiva, enquanto a economia mais pobre B_1 exibiu uma taxa de crescimento negativa, o

que resultou no final do período a um alargamento da dispersão de renda entre as duas economias. Portanto, esse caso ilustra a não existência de um processo β -convergência ao longo do período como condicionando o aumento da σ -convergência ao final do período. Por fim, consideremos o par de retas representado pela cor vermelha. Observa-se que economia relativamente mais pobre B_2 esta crescendo, enquanto que a economia mais rica A_2 esta decrescendo. Assim, como a economia mais pobre exibe uma taxa de crescimento superior (positiva) que a da economia rica (negativa), então, pode-se evidenciar um processo de β -convergência ao longo do período. Todavia, como houve ao longo do período considerado (período T), uma ultrapassagem da economia B_2 pela economia A_2 , em termos do nível do seu PIB, que levou a uma troca de posições (quanto ao nível do PIB), entre às duas economias relativa ao período inicial, a dispersão entre elas ao final do período não se alterou. Em resumo, nesse caso, ainda que tivesse ocorrido um processo de β -convergência ao longo do período, para valores relativos entre o período final e o período inicial não houve σ -convergência. Daí poder-se afirmar que um processo de β -convergência é condição necessária, mas não condição suficiente para σ -convergência.

Dois pontos precisam, ainda, ser elucidados, com relação a essa última análise. Primeiro é que houve inicialmente um processo de σ -convergência acompanhando o processo de β -convergência até o período $t + T/2$, seguido, então, por um processo de σ -divergência. Assim, pode-se concluir que quando se observa um processo de β -convergência ao longo de todo o período, a ocorrência de σ -divergência ao final do período só ocorre após ocorrer um período inicial de σ -convergência. O segundo ponto é que em quaisquer pontos entre t e t+T, a comparação da dispersão obtida com a dispersão no período inicial é menor. Isso significa que a não ser que se tenha uma velocidade de crescimento muito alta para uma economia, e ao mesmo tempo decrescimento para outra; ou ao contrário, um decrescimento muito expressivo de uma economia e crescimento de outra é que, para um prazo suficientemente longo, após a “ultrapassagem” de uma economia sobre a outra é que esse processo levaria a σ -divergência.

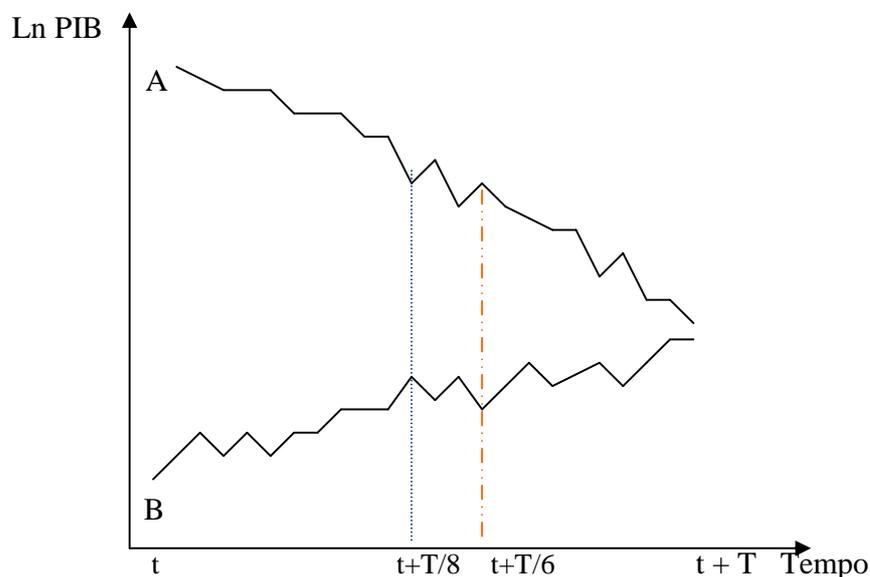
Empiricamente falando precisaria haver condições bem específicas relativas a duas economias – um grande “desastre” para uma e um grande “milagre” para outra – tal que um

processo contínuo de β -convergência levaria a σ -divergência. Além do que, isso depende também do referencial temporal que se tome. Por exemplo, $t + T/2$ e T , uma vez que a economia B é que seria a economia mais rica relativamente, não se estaria experimentando um processo de β -convergência, mas sim de β -divergência. De fato, esse último caso não deixa de ser uma extensão do primeiro caso se considerarmos o período final como $t + T/2$ e não $t + T$.

O ponto acima é importante porque ilustra o fato que o tempo inicial e final escolhidos (ou obtidos de acordo com a amostra) usados nos estudos de convergência podem ser decisivos para se inferir a relação entre β -convergência e σ -convergência mesmo em duas economias que possuem trajetórias opostas. Isso tanto é verdade, porque se o tempo inicial de análise fosse qualquer ponto no tempo acima de $t + T/2$, se contataria a existência de β -divergência e não o contrário.

Toda a análise anterior se baseou na consideração de que as duas economias apresentavam um comportamento monótono e contrário ao longo de todo o período. O que é apenas um caso particular do comportamento de crescimento relativo entre duas economias. Além disso, pode-se afirmar que se analisou somente o comportamento de tendência das duas séries do PIB, sem se importar com seu comportamento cíclico ou outra característica estrutural da série, seja ela, regular ou irregular, o que é comum para séries econômicas e especialmente o PIB.

O fato é que uma série ao longo do tempo apresenta um comportamento de tendência, sazonal e irregular de forma que ao longo de um certo período de tempo uma economia pode experimentar períodos cíclicos de crescimento e depressão, independentemente da sua tendência ser crescente ou não. Se isso é verdade, a análise anterior baseada no caso extremo de comparação em que uma economia esta sempre crescendo e outra está sempre decrescendo pode mudar. Assim sendo, vejamos agora o Gráfico 4 a seguir.

Gráfico 4 – Relação entre β e σ – convergência na Presença de Comportamento Cíclico

O Gráfico 4 pode bem representar o comportamento ao longo do tempo de duas economias que apresentem tendências inversas, inclusive comportamento cíclico contrário. Pode-se pensar em duas economias em que a economia A é fortemente dependente de um tipo de insumo (energético) que só esta disponível em B. Por essa via, ao longo do tempo, o comportamento crescente dos preços desse insumo e mesmo suas flutuações sazonais, leva a que as duas economias exibam o comportamento descrito.

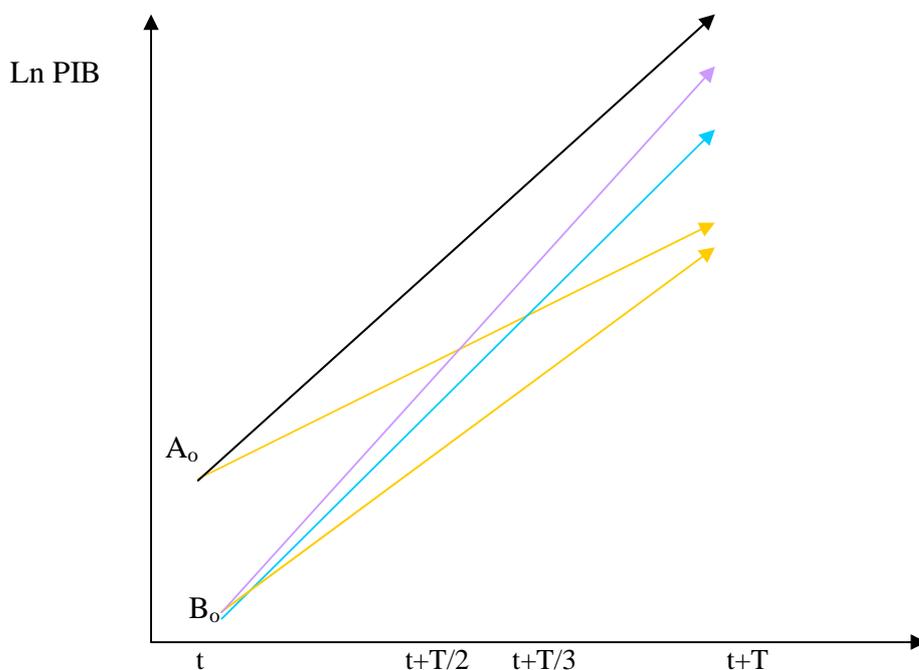
Observa-se que ao longo do tempo as economias exibem β -convergência uma vez que economia B mais pobre no período inicial cresce mais rápido que a economia A. Ao mesmo tempo, tomando-se o período inicial e período final como referência percebe-se claramente um processo de σ -convergência. Todavia, comparando a dispersão entre os períodos $t + T/8$ e $t + T/6$ observa-se que esta diminuiu. Isto significa que mesmo que duas economias apresentem tendências contrárias, o que resulta em β -convergência, elas podem em períodos sucessivos apresentar σ -convergência seguido de σ -divergência, ou vice versa, mesmo que não se observe “efeito ultrapassagem”.

A análise acima pode ser pensada para duas economias que apresentam tendências mais estáveis ao longo do tempo, de modo que em função do ciclo econômico inverso entre elas, a dispersão no período inicial pode mesmo ser menor no período inicial do que no

período final, de modo que mais uma vez o processo de β -convergência não leve a um processo de σ -convergência.

Também, pode-se partir da condição que ambas as economias estejam crescendo ou decrescendo simultaneamente. Daí duas situações podem surgir. A primeira é que a economia pobre cresça mais rapidamente que a economia rica e a segunda é que a economia rica é quem cresce mais rápido. Essa primeira situação é ilustrada no Gráfico 5 a seguir.

Gráfico 5 – Relação entre β e σ -convergência em Economias com mesma Tendência



Consideremos o par de trajetórias descritas pelas retas de cor amarela para as economias A e B. Consta-se que como a economia B relativamente mais pobre do que a economia A estaria crescendo mais rápido (tem maior inclinação), então, isto evidenciaria β -convergência ao longo de todo o período entre t e $t+T$. O processo de β -convergência também seria evidenciado caso a trajetória da economia B fosse descrita pela linha azul, pois, nesse caso mais uma vez a economia mais pobre estaria crescendo mais rápido. A diferença é que considerando a trajetória azul a economia B ultrapassaria a economia A em

$t + T/3$. Desse modo, a partir de $T + T/3$ haveria evidência de β -divergência e não β -convergência, uma vez que a economia mais rica, agora B, estaria crescendo mais rapidamente. Em ambos os casos, porém, se evidenciaria sinais de σ -convergência. Todavia, a trajetória de B poderia ainda ser descrita pela reta de cor lilás. Neste caso, ao final do período se evidenciaria σ -divergência e não mais σ -convergência.

Por outro lado, a trajetória de A poderia ser descrita pela reta de cor preta, de forma que se a trajetória de B fosse descrita por quaisquer uma das retas, então, também nesse caso a β -convergência não levaria σ -convergência.

Conclui-se com isso que mesmo que duas economias apresentem tendência na mesma direção, independente de haver ultrapassagem ou não, a existência de β -convergência continua sendo condição necessária, mas não suficiente para σ -convergência. Não obstante, essas economias com tendência comum podem também ser influenciadas por ciclos contrários das duas economias, o que como foi visto tem repercussões sobre o processo de σ -convergência.

4.5.3 Críticas Quanto à Inadequação Para os Estudos de Desigualdade

Como esses estudos se referem a unidades geográficas diferentes, então, as comparações de renda versam tão somente entre essas unidades geográficas. Assim sendo, a corroboração de quaisquer das hipóteses sobre convergência apenas permite fazer afirmações sobre a desigualdade entre essas unidades geográficas que estão sendo consideradas: estados, macro-regiões, micro-regiões, regiões metropolitanas, municípios e não mais do que isso.

Não se pode fazer nenhuma ilação acerca da desigualdade entre indivíduos que moram nas unidades espaciais da amostra e esse é o aspecto mais importante nos estudos de desigualdade, especialmente quando o foco do estudo se volta para unidades geográficas de um mesmo país ou parte dele. Não que os resultados de convergência entre as unidades geográficas, não tenham interesse, especialmente do ponto de vista de políticas públicas e mesmo da repartição dos recursos públicos, no entanto, essa informação não é suficiente para se afirmar nada sobre a condição de vida e, portanto, sobre o bem-estar dos indivíduos

que moram nessas unidades espaciais consideradas. A falta dessa informação pode criar distorções com relação a medidas corretivas que antes devem ser medidas de equidade.

O aspecto principal aqui é que os estudos de convergência partem de uma situação irreal de que todos os indivíduos situados em uma mesma unidade espacial, recebem a mesma renda, isto é, parte-se do conceito de renda *per capita*, ou ainda de renda média como no caso dos estudos que utilizam microdados. Ora, mas este aspecto da desigualdade entre os indivíduos que residem nessas unidades não pode ser simplesmente ignorado. Assim o fazendo, a própria corroboração da convergência absoluta, do ponto de vista da equidade é apenas uma caricatura da realidade e é um resultado que pode apontar para um desenho de política corretiva errado. Assim, por exemplo, pode-se elaborar uma “política regional” que acelere a velocidade de convergência entre os estados, mas que tenha como contrapartida um agravamento da desigualdade entre os indivíduos que morem nas unidades ricas e pobres.

Dizer que um estado relativamente mais pobre que outro deve no longo prazo alcançar o nível de renda *per capita* de outro estado relativamente mais rico, ou mesmo a renda média nacional, não caracteriza o quão pobre são os indivíduos do estado pobre em relação aos indivíduos do estado rico ou em que arranjo de renda entre os indivíduos do estado pobre ele irá alcançar o estado rico em termos de renda *per capita*.

Um outro ponto a se destacar é que se a desigualdade intra-estados aumenta e é acompanhado também por um incremento da desigualdade entre os estados, isso não quer dizer necessariamente que a desigualdade social no país esteja também aumentando. A razão disso, como demonstrou Sala-i-Martin (2002a, 2002b), é que as desigualdades dentro e entre uma mesma unidade geográfica não são estritamente comparáveis, pois enquanto a primeira refere-se à desigualdade entre indivíduos a segunda se refere à desigualdade entre essas unidades espaciais. Assim, portanto, é possível que não haja convergência de renda entre todos os estados, mas haja convergência de renda dentro de um estado bastante populoso da federação, de forma que isto mais compense a não convergência de renda entre os estados. Por outro lado, como este estado populoso representa apenas um ponto na amostra, é possível, também que se tenha obtenha empiricamente um resultado divergente tanto em termos das desigualdades entre estados quanto intra-estados, e mesmo assim a

desigualdade total calculada considerando todos os indivíduos do país, independente de sua localização, esteja na realidade decrescendo.

Muitos estudos se apressam em dizer que a desigualdade no país esta diminuindo porque encontrou um sinal esperado do coeficiente de convergência, quando na verdade, isto pode não estar acontecendo. Ao contrário, a desigualdade pode estar mesmo aumentando, quando o ponto de referência passa a ser o indivíduo.

TABELA 6
Estimativas de β -Convergência para os Estados Brasileiros

Autores/Ano	Período	Fonte/dados	Metodologia	Resultados	Estimativa β
Ellery Jr-Ferreira/1996	1970 a 1990	IBGE/(PIB Per Capita)	Reg. Cross-section s/dummy	Evidência	0,132427
Ellery Jr-Ferreira/1996	1970 a 1980	IBGE/(PIB Per Capita)	Reg. Cross-section s/dummy	Evidência	0,0070264
Ellery Jr-Ferreira/1996	1980 a 1990	IBGE/(PIB Per Capita)	Reg. Cross-section s/dummy	Evidência	0,0198874
Ellery Jr-Ferreira/1996	1970 a 1990	IBGE/(PIB Per Capita)	Reg. Cross-section c/dummy	Evidência	0,0139039
Ellery Jr-Ferreira/1996	1970 a 1980	IBGE/(PIB Per Capita)	Reg. Cross-section c/dummy	Evidência	0,0323294
Ellery Jr-Ferreira/1996	1980 a 1990	IBGE/(PIB Per Capita)	Reg. Cross-section c/dummy	Evidência	0,0234635
Ellery Jr-Ferreira/1996	1970 a 1990	IBRE/(PIB Per Capita)	Reg. Cross-section s/dummy	Evidência	0,0168431
Ellery Jr-Ferreira/1996	1970 a 1990	IBRE/(PIB Per Capita)	Reg. Cross-section c/dummy	Evidência	0,0217953
Ferreira-Diniz/1995	1970 a 1985	IBGE/(PIB Per Capita)	Reg. Cross-section (Baumol)	Tendência a Converg.	
Azzoni/1995	1939 a 1990	IBGE/(PIB Per Capita)	Reg. Cross-section s/dummy	Fraco Sinal de Conv.	
Azzoni/1995	1939 a 1990	IBGE/(PIB Per Capita)	Reg. Cross-section c/dummy	Fraco Sinal de Conv.	
Zini/1998	1939 a 1994	IBGE/(PIB Per Capita)	Reg. Cross-section s/dummy	Evidência	0,0029
Andrade/1997	1970 a 1995	IBGE-IPEA(PIB Per Capita)	Reg. Cross-section s/dummy, Benhabib et al. (1994).	Evidência	
Menezes-Ferreira Jr/2003	1992 a 1999	PNAD/renda media PEA	Reg. Dados em painel, modelo Barro e Sala-i-Martin (1995) s/dummy e s/migração.	Evidência	0,014
Menezes-Ferreira Jr/2003	1992 a 1999	PNAD/renda média PEA	Dados em painel, modelo Barro e Sala-i-Martin (1995) s/dummy e c/migração*.	Evidência de Convergência	0,014
Menezes-Ferreira Jr/2003	1992 a 1999	PNAD/renda media PEA	Reg. Dados em painel, modelo Barro e Sala-i-Martin (1995) c/dummy setorial e c/migração**.	Evidência	0,075
Menezes-Ferreira Jr/2003	1992 a 1999	PNAD/renda media PEA	Reg. Dados em painel, modelo Barro e Sala-i-Martin (1995) c/dummy setorial e regional c/migração*.	Evidência	0,14
Ferreira/1998	1970 a 1995		Reg. Baumol+	Evidência	0,01024
Ferreira/1998	1970 a 1980		Reg. Baumol	Evidência	0,00862
Ferreira/1998	1980 a 1995		Reg. Baumol	Evidência	0,01524
Ferreira/1998	1970 a 1995		Reg. Baumol ++	Evidência	0,02679
Ferreira/1998	1970 a 1980		Reg. Baumol ++	Evidência	0,07678
Ferreira/1998	1980 a 1995		Reg. Baumol ++	Evidência	0,03877
Azzoni et al (2000)	1981 a 1996	PNAD/renda fam. Per capita	Modelo Islan (dados em painel)+++	Evidência	1,0000
Azzoni et al (2000)	1981 a 1996	PNAD/renda fam. Per capita	Modelo Islan (dados em painel)+-	Evidência	0,6655

* migração não significante; ** significante a 10%.; + com 23 observações; ++ considerando todas as variáveis de controle; +++ Incluindo dummies estaduais; incluindo var geográficas s/dummy.

TABELA 7

Estimativas de σ -Convergência para os Estados Brasileiros

Autores/Ano	Período	Fonte/dados	Metodologia	Resultados
Ellery Jr-Ferreira/1996	1970 a 1985	IBGE/(PIB Per Capita)	Variância	Evidência
Ellery Jr-Ferreira/1996	1970 a 1990	IBGE-IBRE/(PIB Per Capita)	Variância	Evidência
Ellery Jr-Ferreira/1996	1970 a 1985	IBGE/(PIB Per Capita)	Variância/média	Evidência
Ellery Jr-Ferreira/1996	1970 a 1990	IBGE-IBRE/(PIB Per Capita)	Variância/média	Evidência
Ferreira (1996)	1970 a 1985	IBGE-Silva et al. (1995)/(PIB Per Capita)	Índice L-Theil Índice T-Theil	Entre 1970 e 1986 σ -convergência Entre 1987 e 1992 σ -convergência oscilante.
Ferreira	1950 a 1985	IBGE/FGV/(PIB Per Capita)	Índice L-Theil	Padrão Oscilante entre 1950 e 1970, A partir de 1975 σ -convergência.
Ferreira e Diniz (1995)	1970 a 1985	IBGE/(PIB Per Capita)	Índice J	16 estados convergiram, enquanto 6 divergiram e 5 mudaram de sinal.
Ferreira e Diniz (1995)	1939 a 1994	IBGE/(PIB Per Capita)	Índice de Bourguignon	σ -convergência com o processo se intensificando a partir de 1975.
Zini (1998)	1939 a 1994	IBGE/(PIB Per Capita)	Variância	Padrão oscilante (entre 1975 e 1990 Observa-se decrescimento).
Zini (1998)	1939 a 1994	IBGE/(PIB Per Capita)	Variância/média	Padrão oscilante (entre 1975 e 1990 Observa-se decrescimento).
Zini (1998)	1939 a 1994	IBGE/(PIB Per Capita)	Coeficiente de Variação	Padrão oscilante (entre 1970 e 1990 Observa-se decrescimento).
Porto Jr./Ribeiro (2000)	1985 a 1998	IPEA	Coef. de Williamson	Padrão oscilante (tendência de aumento da dispersão para a série toda, entre tanto, observa-se “um padrão convergente durante o crescimento e divergente durante a recessão”).
Porto Jr./Ribeiro (2000)	1985 a 1998	IPEA	Coef. de Variação	Idem
Porto Jr./Ribeiro (2000)	1985 a 1998	IPEA	Índice de Theil	Padrão oscilante (com tendência a queda a partir de 1993).
Autores/Ano	Período	Fonte/dados	Metodologia	Resultados
Azzoni (1994)	1939a1990*	IBGE/(PIB Per Capita)	Coef. de variação ponderado pela Popula	Padrão oscilante, caindo a partir de 1970
Azzoni (1997)	1960 a 1991	IBGE/Renda Média**	Coef. de Williamson	σ -convergência com ligeiro aumento entre 1980 e 1991. Também entre 1960/1980 observa-se aumento progressivo da desigualdade inter-regional, revertendo-se entre 1980 e 1991.
Azzoni (1997)	1960 a 1991	IBGE/Renda Média**	Índice de Theil	σ -convergência com ligeiro aumento entre 1980 e 1991.

* Estimativa baseada na suposição de igual crescimento em cada unidade geográfica para o período 1980-1985 (Rodrigues 1993).

**Renda Média das famílias segundo a definição do IBGE.

4 A CARACTERIZAÇÃO EMPÍRICA DA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA (DOMICILIAR) PARA OS ESTADOS BRASILEIROS

4.1 Considerações Iniciais

Os três primeiros capítulos situaram o estágio do estudo sobre a desigualdade de renda, com ênfase as especificidades do caso brasileiro. A partir deste capítulo, o objetivo se volta à sua análise empírica.

O presente capítulo apresenta uma descrição “empírica” da desigualdade de renda brasileira. Para tanto são apresentados dois conjuntos de informações: a) construção das distribuições de Kernel; b) “descoberta” das funções densidades que melhor se ajustam à descrição da distribuição de renda. Essa descrição será completada no capítulo posterior, onde, com base na metodologia proposta e nos resultados das funções ajustadas, serão calculados indicadores de desigualdade e pobreza.

Entende-se que o cálculo dos indicadores de desigualdade e pobreza, a partir da função densidade da renda seja um procedimento de maior rigor metodológico para representar a desigualdade de renda brasileira porque, como assinala Spanos (1999), o formato da função densidade ajustada aos dados serve de guia na escolha do modelo estocástico mais apropriado ao fenômeno estocástico em questão.

Além do mais, a construção das funções de Kernel, e a “estimação” das funções densidade permitirão a identificação das características que descrevem a distribuição de probabilidade em cada caso, como localização, escala e formato, importantes para se visualizarem alguns elementos pertinentes à desigualdade de renda brasileira.

Antes de darmos prosseguimento ao objetivo proposto, é preciso dizer que o conceito de renda utilizado será o da renda domiciliar, tendo como unidade espacial os estados brasileiros.

Optou-se por utilizar o conceito de rendimento mensal domiciliar, assumindo o pressuposto de que a unidade relevante de consumo do ponto de vista do bem-estar é o consumo domiciliar. Essa variável é definida conforme o estabelecido pelo IBGE (PNAD), que considera os rendimentos de todos os moradores que residem no domicílio, independentes do laço de

parentesco, excluindo os empregados domésticos, aposentados e pensionistas. Ressalta-se que a escolha dessa variável pautou-se na idéia de que existem economias de escala importantes no consumo domiciliar, e, portanto na composição das despesas que serão realizadas por essa renda. Aqui, inclui-se de um lado, o pagamento conjunto de certos serviços públicos de água, luz e telefone, por exemplo, e mesmo impostos (relativos à propriedade) que não são levados em consideração quando se toma o conceito de renda individual; de outro que existem certos custos da unidade familiar que não variam proporcionalmente com o número de dependentes, particularmente habitação e um conjunto de bens duráveis.

4.2 Acerca do Formato da Distribuição da Renda

A primeira referência à existência de um formato padrão para a distribuição de renda foi feita por Pareto ainda no século XIX. De fato, em artigos de 1895, 1896 e 1897, Pareto sustentou a existência de uma “Lei”, no qual toda distribuição de renda poderia ser ajustada segundo a mesma fórmula: $Y = AX^{-\alpha}$ ²⁶. Esta constatação empírica era para ele ainda mais impressionante porque o parâmetro α , que diretamente controla as convencionais medidas de desigualdade de renda, parecia variar pouco entre os países.

As características e formato da distribuição dos ganhos dependem dos seus fatores determinantes, especialmente do conceito de “ganhos” que está sendo considerado em cada caso. Assim, o formato da distribuição da renda pessoal difere do formato da renda familiar, que por sua vez difere do formato da renda domiciliar, simplesmente porque em cada caso a relevância e os fatores determinantes da distribuição mudam. Há de se esperar, também, mudanças significativas na distribuição quando se considera a renda antes ou após o pagamento de impostos e mesmo quando ela é calculada para diferentes setores ou regiões de uma economia (e.g. área rural ou urbana), ou mesmo quando ela é auferida em diferentes cortes temporais.

Quanto a esse último ponto Friedman (1957), mostrou que existe uma diferença bastante significativa entre o planejamento do consumo feito com base na renda transitória ou quando é feito a partir do conceito que ele introduziu de renda permanente. De fato, como ele destacou, quanto mais curto é o período em que é medida a renda maior deveria ser a importância dos

²⁶ Onde, Y é a frequência acumulada das rendas e X o nível de renda.

efeitos transitórios sobre a renda, e, portanto, maior seria o efeito dos mesmos na explicação da distribuição dos ganhos.

O formato padrão da distribuição se adequaria às características do conceito de renda e de que grupo a esta auferindo, pelo menos quanto a aspectos bastante gerais da mesma. Sua dispersão, assimetria e curtose ainda dependeriam de aspectos mais particulares do que se esta medindo, a que tempo e de quem.

Assim, conquanto ao seu caráter geral, alguns estudos empíricos apontam que a distribuição dos ganhos apresenta dois formatos-padrão. De um lado, se esperaria um formato aproximadamente lognormal, de outro, para alguns grupos de trabalhadores, seria aproximadamente normal. Tudo dependeria, segundo Lydall (1976), de como se conformaria o resultado dos efeitos aleatórios. Assim, para um largo número de pequenos efeitos aditivos, isto tenderia a produzir uma distribuição normal. No caso de um largo número de pequenos efeitos aleatórios multiplicativos, isto tenderia a produzir uma distribuição lognormal.

Por trás da hipótese de um pequeno número de efeitos aleatórios está idéia de que o resultado do trabalho, e, portanto, a remuneração desse serviço depende de um conjunto grande de fatores, incluindo desde características genéticas do indivíduo até características do meio ambiente econômico em que o trabalho é executado. Todavia, quando à variável responsabilidade gerencial ou efeito hierárquico do trabalho é introduzida sob o princípio de que o gerente supervisiona diretamente o mesmo número de indivíduos posicionados abaixo dele e se o seus ganhos são uma proporção constante dos ganhos agregados daqueles que ele supervisiona, mais uma vez a distribuição dos ganhos dos gerentes se conforma de acordo com a Lei de Pareto (Lydall 1976).

Uma hipótese nem sempre estabelecida explicitamente nos estudos de distribuição de renda, é a que assume que os ganhos como determinados pela “habilidade” e que esta é normalmente distribuída.

Outras teorias incorporam uma seqüência de mudanças estocásticas operando através do tempo segundo uma cadeia de Markov.

No Brasil, poucos têm sido os estudos que se preocupam em especificar qual a distribuição de probabilidade que melhor se conforma à distribuição de renda no Brasil. Na verdade, em um dos poucos estudos sobre assunto no Brasil, Hoffman (2004) assume que distribuição para a renda domiciliar per capita é log-normal, com base no argumento sugerido por

Aitchinson e Brown (1957 apud Hoffman p.6) de que “[...]uma das características da distribuição de renda log-normal é que a proporção da população com renda abaixo da média é o complemento da proporção da renda apropriada por essas pessoas[...]”. Assim, para dados da PNAD (2002) como essa seria uma característica observada – próxima dela, então poder-se-ia supor que a distribuição de renda seria lognormal.

4.3 As Funções Kernel

Este procedimento constitui uma forma de “alisamento”, ou suavização por núcleo, no qual são transformados dados discretos, no caso da renda familiar, dispostos na forma de um histograma, por uma aproximação à uma função densidade contínua. Grosso modo, para entendermos como isso é feito podemos seguir os seguintes passos como apresentado em Spanos (1999).

Um histograma é um gráfico que apresenta as freqüências relativas sobre o eixo das ordenadas e a ocorrência de valores de uma variável, digamos X, no eixo das abscissas e pode ser pensado como um estimador de uma função densidade (Silverman, 1998).

Considerando os valores da variável definidos pelo intervalo $a < x_i < b$, $i=1,2,\dots,n$, com $a = x_0 < x_1 < x_2 < \dots < x_m = b$ e a freqüência de um intervalo i como:

$$\varphi_i = \frac{v_i}{n(x_i - x_{i-1})} \quad i=1,2,\dots,m, (m < n) \quad (1)$$

onde, v_i é o número de observações caindo no i -ésimo intervalo. Com isso, o histograma pode ser visto como uma função escada da forma:

$$g(x) = \frac{v_i}{n(x_i - x_{i-1})} \quad \text{para } x_{i-1} \leq x < x_i \quad i=1,2,\dots,m \quad x \in \mathfrak{R}_x \quad (2)$$

A rigor, ele representa uma função escada com saltos nos pontos para os valores da variável ($x_{(i)}$, $i = 1, 2, \dots, m$) sem levar em conta se os dados representam realizações de uma variável aleatória discreta ou contínua, mas que depende da escolha da origem x_0 e a largura da banda. Todavia para que o histograma se aproxime de uma função densidade três modificações precisam ser feitas. A primeira é considerar intervalos de igual comprimento (de banda h), denominados de “bins”:

$$[X_{(0)} + Kh, X_{(0)} + (K+1)h], K = 1, 2 \dots m \quad (3)$$

A segunda é não fixar a origem e os intervalos definidos relativos àquela origem e fazer cada ponto no intervalo $x \in \mathfrak{R}_x$ um ponto médio de um “bin”. Disto resulta um “histograma ondulante” que é construído substituindo um “Box” de largura h e altura $(1/nh)$ sobre cada observação e, então, somando as observações nos boxes. Pode-se pensar o “histograma ondulante” como:

$$g_h(x) = \frac{1}{nh} \text{ (n. de } x_i \text{ que caem no mesmo intervalo de comprimento-bin } h \text{)} \quad (4)$$

$$= \frac{1}{nh} \left(\text{n. de } x_i \text{ em } \left(x - \left(\frac{h}{2} \right), x + \left(\frac{h}{2} \right) \right) \right) \quad (5)$$

onde, $x \in \mathfrak{R}$. O que pode ser equivalentemente expresso como:

$$g_h(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n \square \left(\left(x + \frac{h}{2} \right) \leq x_i \leq \left(x - \frac{h}{2} \right) \right) \text{ com } x \in \mathfrak{R}_x \quad (6)$$

onde, $\square(x_i)$ é uma função indicadora da forma:

$$\square(x_i) = \begin{cases} 1, \text{ se } x_i \in \left[x \pm \left(\frac{h}{2} \right) \right] \\ 0, \text{ se } x_i \notin \left[x \pm \left(\frac{h}{2} \right) \right] \end{cases} \quad (7)$$

Uma forma mais simples de escrever $g_h(x)$ é:

$$g_h(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n \square \left(-\frac{1}{2} \leq \psi_i \leq \frac{1}{2} \right) \quad (8) \quad \text{com} \quad \begin{cases} 1, \text{ se } \psi_i \in \left[-\left(\frac{1}{2} \right), \left(\frac{1}{2} \right) \right] \\ 0, \text{ se } \psi_i \notin \left[-\left(\frac{1}{2} \right), \left(\frac{1}{2} \right) \right] \end{cases}$$

onde, $\psi_i = \left(\frac{x_i - x}{h} \right)$

Visto deste modo, o “histograma ondulante” é ainda uma função escada sendo que agora possui mais saltos.

A terceira modificação no histograma diz respeito à forma das ponderações. Assim, se pensarmos o histograma anterior como uma função do tipo:

$$g_h(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x}{h}\right) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K(\psi_i), \quad (9)$$

onde, $K(z) = \begin{cases} 1/2, & \text{se } |z| \leq 1 \\ 0, & \text{se } |z| > 1 \end{cases}$

Essa função dá o mesmo peso para todas as observações em um certo “bin” sem considerar se eles estão no centro do “bin” ou nas extremidades. Isso nos reporta a uma função densidade ao longo do intervalo $R_z = [-1,1]$ com as propriedades:

i) $K(z) \geq 0, Z \in R, \quad (10)$ ii) $\int_{z \in R_z} K(z) dz = 1 \quad (11)$

O passo seguinte para transformar o histograma em uma função densidade é proceder um alisamento ao longo das extremidades. O efeito alisamento pode ser atingido substituindo a função ponderada uniforme por outra função ponderada que dá mais peso as informações próximas aos valores de x e menos àquelas nas extremidades dos “bins”. Isto é, faz o peso uma função da distância ao ponto x . Tais funções ponderadas são chamadas de “kernels”.

As funções Kernel atribuem, mas peso aos valores próximos ao valor z designado. O que é importante para o alisamento, entretanto, é o valor da banda para os “bins”, h , chamado de “bandwidth”, uma vez que ele controla o grau de alisamento da densidade estimada. Assim, quanto menor o valor de h mais “ajustado” o histograma alisado. Observa-se que ironicamente, a escolha de h depende tanto da verdadeira densidade, quanto do número de observações n .

À determinação do h ótimo, h^* , poder-se-ia em princípio escolher a estimativa que está mais de acordo com a idéia que se tem da verdadeira densidade. No entanto, Hardle (1990) apud Dias (2002) mostrou que:

$$h^* = \left(\frac{f(x)}{(f''(x))^2 \left(\int y^2 K(y) dy \right)^2 n \|K\|_2^2} \right)^{1/5} \alpha n^{-1/5} \quad (12)$$

O problema aqui é que h^* depende de duas funções desconhecidas $f(\cdot)$ e $f''(\cdot)$. Assim, um modo de superar esse problema é uma medida que relaciona a discrepância entre $g(x)$ e seu verdadeiro valor. Essa medida de acurácia global de $g(x)$ como estimador de f é o erro quadrado médio integrado (EQMI) da função estimada definido como:

$$\begin{aligned} \text{EQMI } g(x) &= \int E\{g(x) - f(x)\}^2 dx \\ &= \int \text{EQM}_f[g(x)] \\ &= \frac{1}{nh} \|K\|_2^2 + \frac{h^2}{4} \left(\int y^2 K(y) dy \right)^2 \|f''\|_2^2 + o\left(\frac{1}{nh}\right) + o(h^4) \quad (13) \end{aligned}$$

onde, EQM é o erro quadrado médio da função estimada. Desse modo, o valor ótimo de h considerando EQMI definido por :

$$h_{opt} = \arg \min_{h>0} \text{EQMI}[g(x)] \quad (14)$$

Que pode ser mostrado como sendo igual a (Dias, 2002):

$$h_{opt} = c_2^{-2/5} \left(\int K^2(x) dx \right)^{1/5} \left(\|f''\|_2^2 \right)^{1/5} n^{-1/5} \quad (15)$$

onde $c_2 = \int y^2 K(y) dy$

Mas observe que persiste o problema relativo ao valor de $\left(\|f''\|_2^2 \right)$ que é desconhecido. Um modo prático, então, de superar esse problema (Dias, 2002) é usar uma família-padrão de distribuições e assinalar um valor ao termo $\left(\|f''\|_2^2 \right)$ na expressão (15). Portanto, se assumirmos que a densidade pertence a uma classe específica, como da família normal, por exemplo, com média μ e variância σ^2 , então,

$$\begin{aligned}\int (f''(x))^2 dx &= \sigma^{-5} \int (\varphi''(x))^2 dx \\ &= \frac{3}{8} \pi^{-1} 2\sigma^{-5} \approx 0,212\sigma^{-5} \quad (16)\end{aligned}$$

Usando um Kernel Gaussiano, obtém-se:

$$\begin{aligned}h_{opt} &= (4\pi)^{-1/10} \left(\frac{3}{8} \pi^{1/2} \right)^{1/5} \sigma n^{1/5} \\ &= \left(\frac{4}{3} \right)^{1/5} \sigma n^{-1/5} = 1,06\sigma n^{-1/5} \quad (17)\end{aligned}$$

Algumas propriedades da estimativa Kernel seguem diretamente de sua própria definição.

Dado que a função Kernel é não-negativa e satisfaz a condição $\int_{-\infty}^{\infty} K(x)dx = 1$, isto significa que ela é uma função densidade de probabilidade e segue que $g(x)$ é por si mesmo uma densidade de probabilidade. Além do mais, $g(x)$ irá herdar todas as propriedades de continuidade e diferenciabilidade do Kernel, K , (Silverman, 1998).

Observa-se que um inconveniente surge quando o estimador Kernel é aplicado a dados de distribuição com largas caudas. Isto ocorre porque a largura da janela (bin) é fixada para a amostra inteira, de modo que existe uma tendência para ruídos espúrios aparecerem nas caudas das estimativas. Desse modo, se as estimativas são suficientemente alisadas para lidar com isto, então, o detalhe essencial na parte principal da distribuição é mascarado. Um exemplo pode ser dado é quando se está tratando com dados positivos e se estima sua densidade tratando-os como no intervalo $(-\infty, \infty)$ (Silverman, 1998)²⁷.

Pode-se, ainda, discutir o quão perto o estimador $g(x)$ está da verdadeira densidade. Essa acurácia, como assinala Silverman (1986), depende tanto dos dados quanto do Kernel e “tamanho da janela” – bin. Observa-se, entretanto, que esta dependência não é geralmente expressa. De

²⁷ Existem vários métodos para tratar com essa dificuldade, todavia, não serão tratados aqui. Para uma referência ver: Silverman (1986).

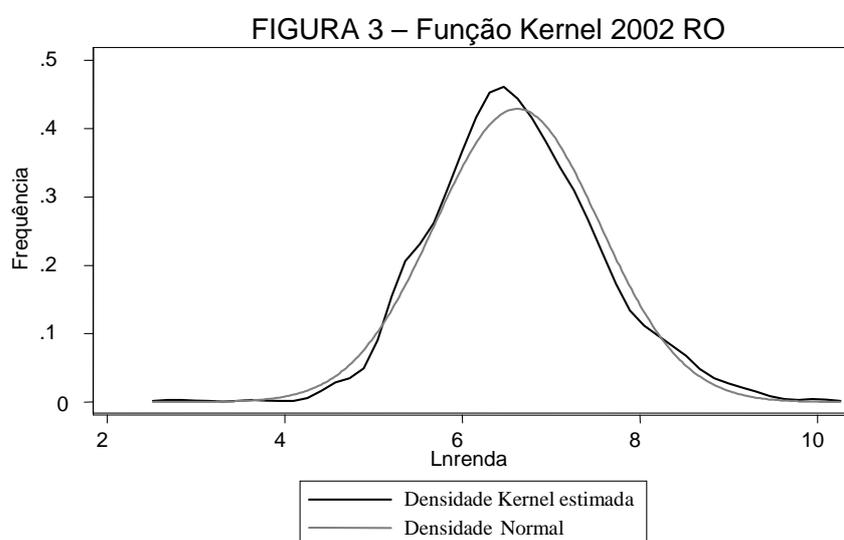
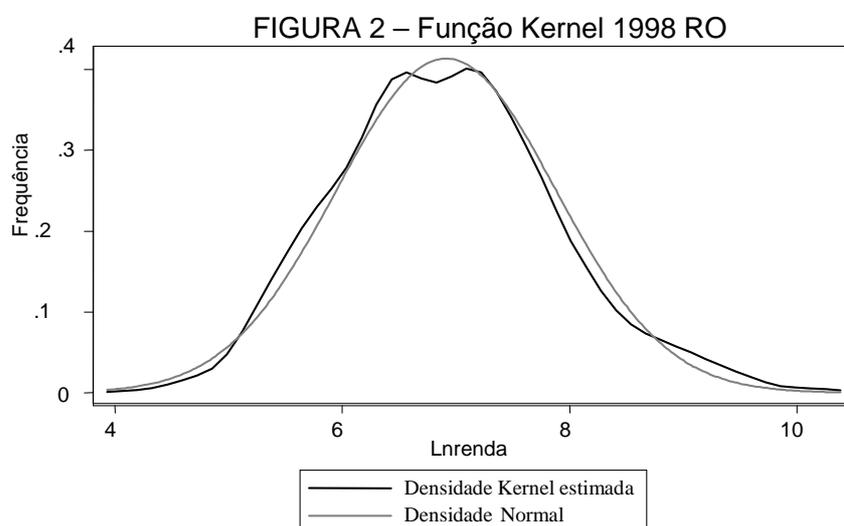
fato, para cada x , $g(x)$ pode ser pensado como uma variável aleatória devido à sua dependência acerca das observações (x_1, x_2, \dots, x_n) ²⁸

A seguir são apresentadas as funções Kernel estimadas para os estados brasileiros para os anos de 1998 e 2002. Esse procedimento permite-nos confrontar as distribuições empíricas nesses dois períodos e visualizar que mudanças ocorreram em cada par de distribuições.

A seguir são apresentadas as funções Kernel estimadas para os anos de 1998 e 2002, onde em cada figura é grafada a função densidade normal que foi a função escolhida para o ajuste do Kernel, para que se visualizem melhor as diferenças entre cada função de Kernel – empírica e, a função densidade – teórica.

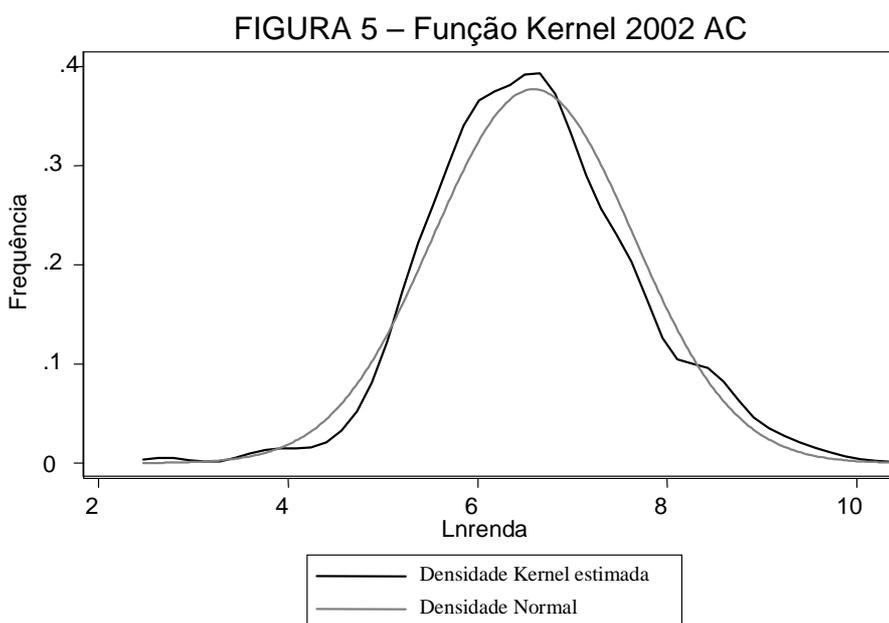
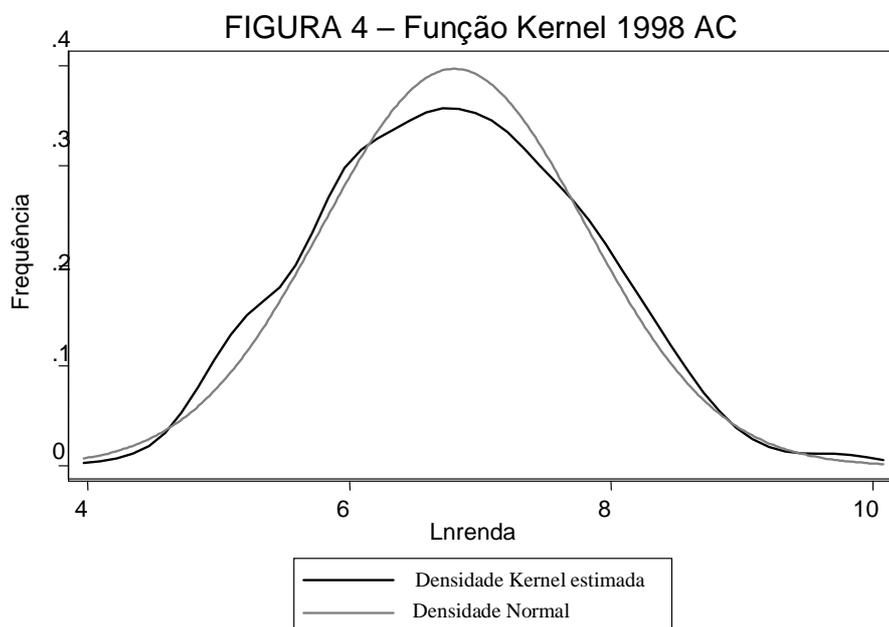
²⁸ Acerca das medidas de discrepância ver também Silverman (op. Cit).

4.3.1 Os Resultados Estimados



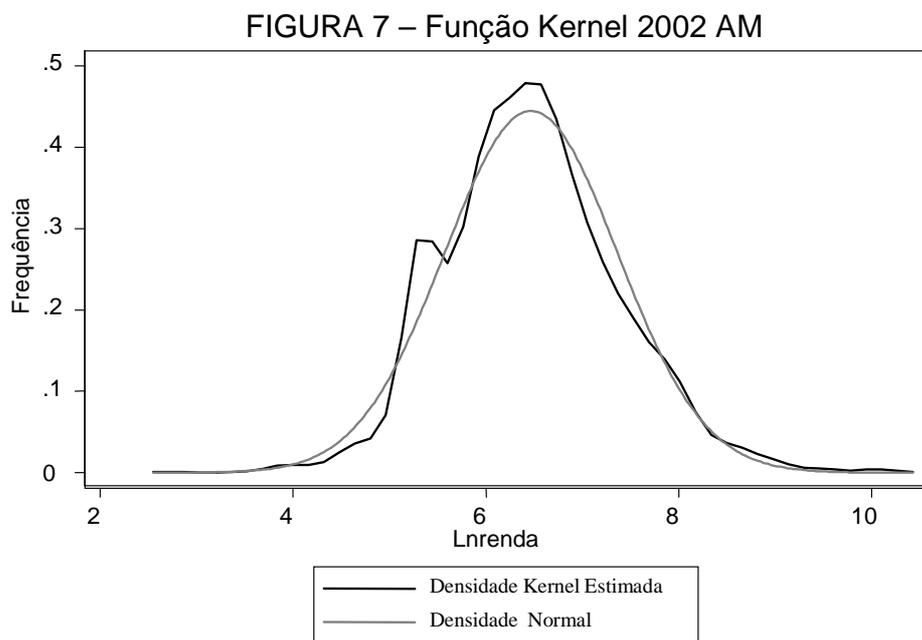
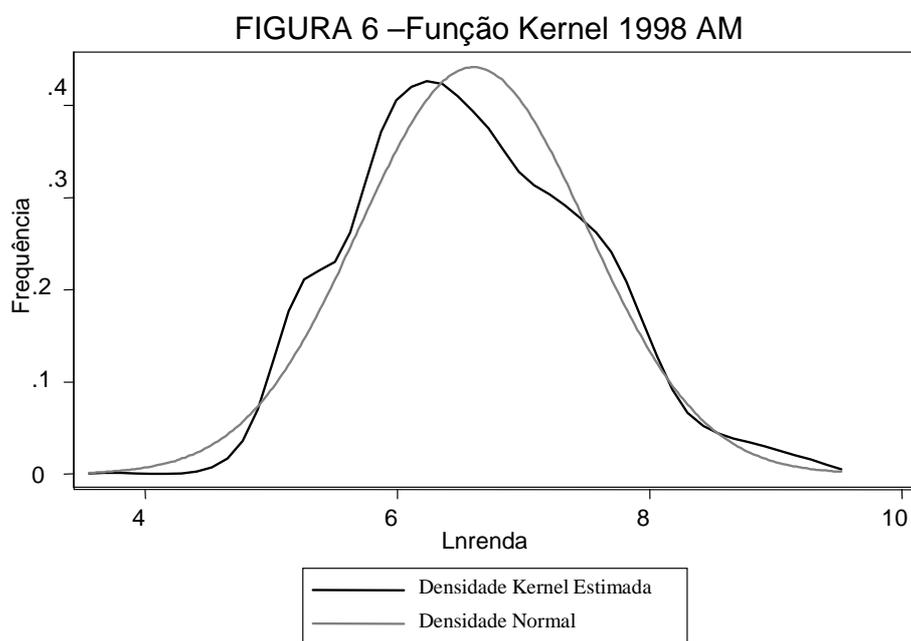
Rondônia

Comparando a distribuição empírica para os dois anos, percebe-se que as duas modas existentes na distribuição de 1998, uma com valor em torno de R\$ 665,00 e outra com valor em torno de R\$ 1.200,00 dão lugar a uma única moda em 2002, um pouco inferior à moda com valor mais baixo verificada em 1998, em torno de R\$ 665,00. Isso significa que parte da população que recebia uma renda entre R\$ 1.100,00 e R\$ 3.000,00 se deslocou para a esquerda. Uma situação que reflete uma melhora da desigualdade de renda pela “piora” (empobrecimento) da situação da chamada classe média.



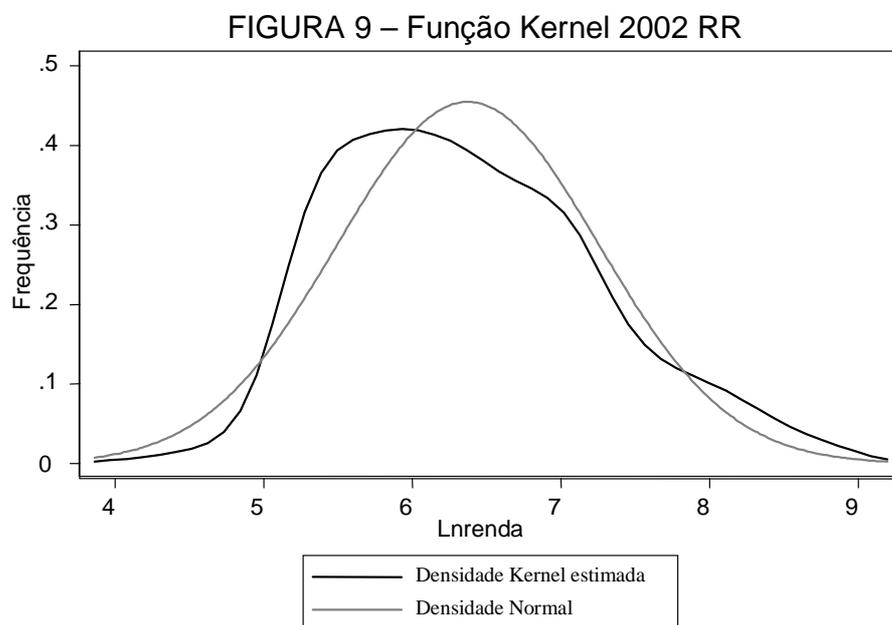
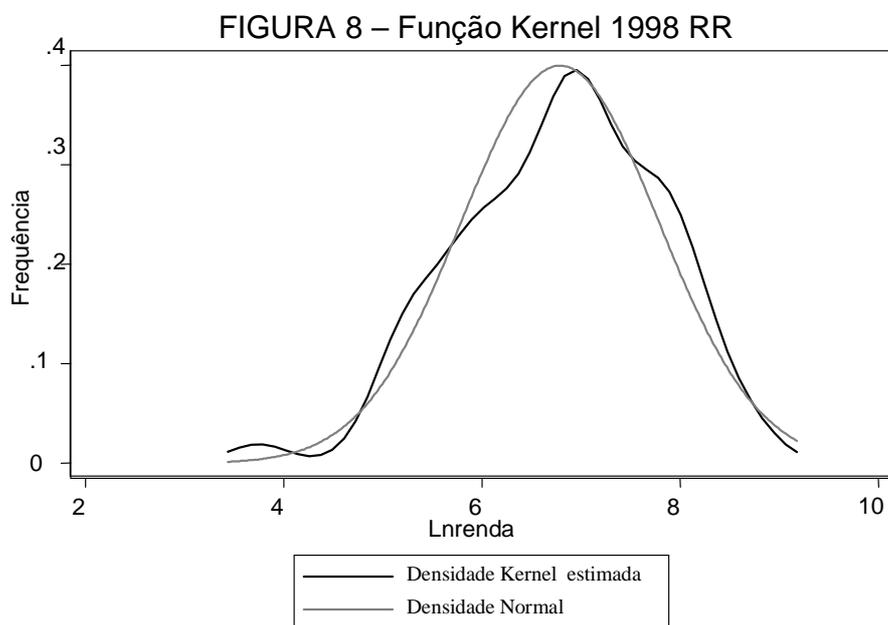
Acre

O formato da distribuição para os anos de 1998 e 2002 se alterou significativamente em que pese o fato que a distribuição para o ano de 2002 se tornou muito mais “leptocúrtica” (afunilada). Além disso, houve um deslocamento do valor modal para a esquerda, passando de cerca de R\$900,00 em 1998 para cerca de R\$665,00 em 2002.



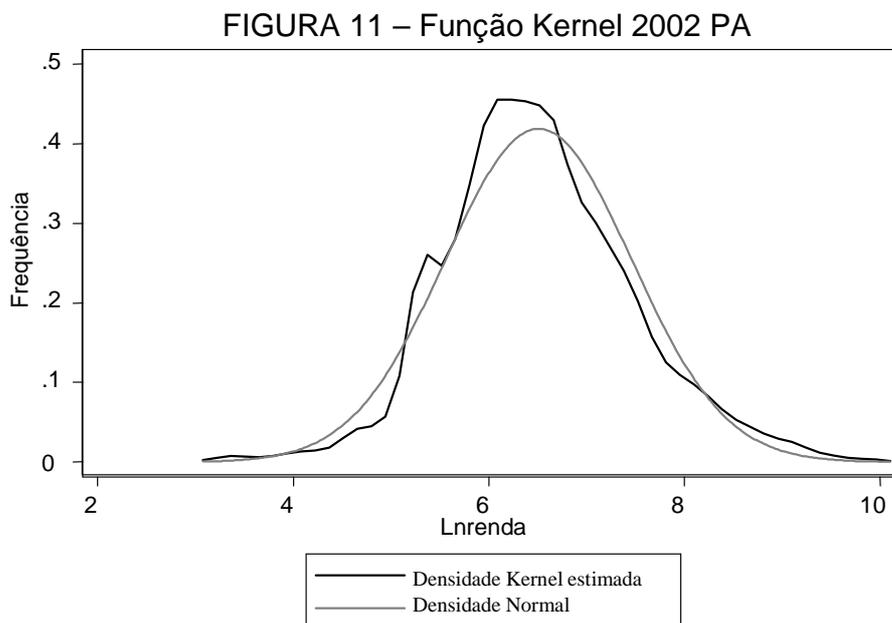
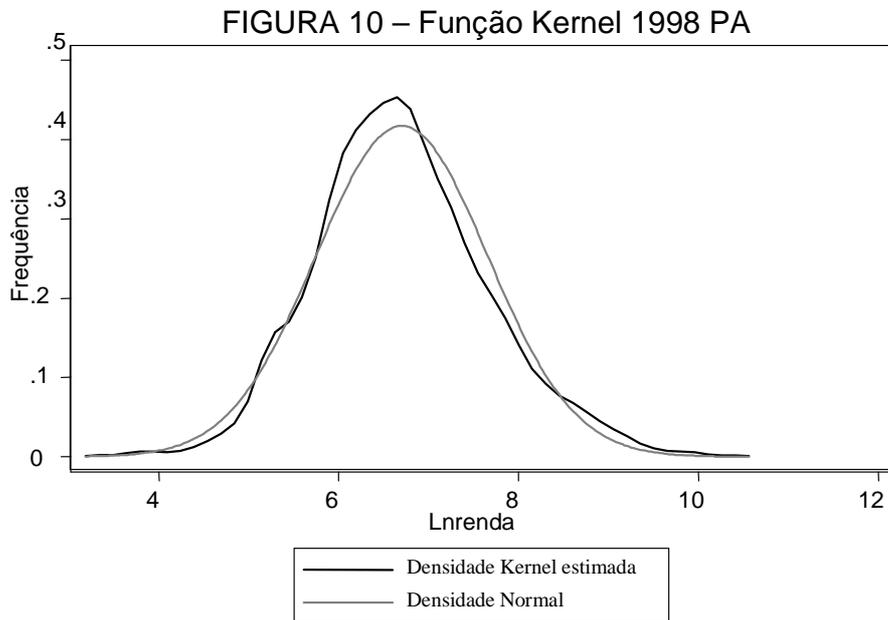
Amazonas

Comparando a distribuição no ano 1998 em relação a 2002, observam-se dois movimentos bem definidos. De um lado a formação de uma moda (menor) um pouco acima da linha da pobreza (em torno de R\$180,00) e de outro um deslocamento para a direita da moda mais elevada (de cerca de R\$500,00 para R\$665,00).



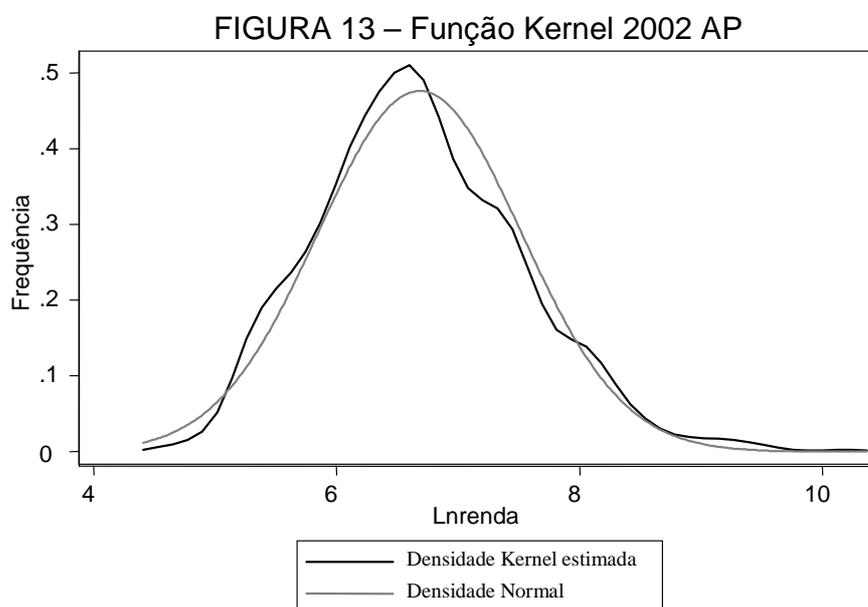
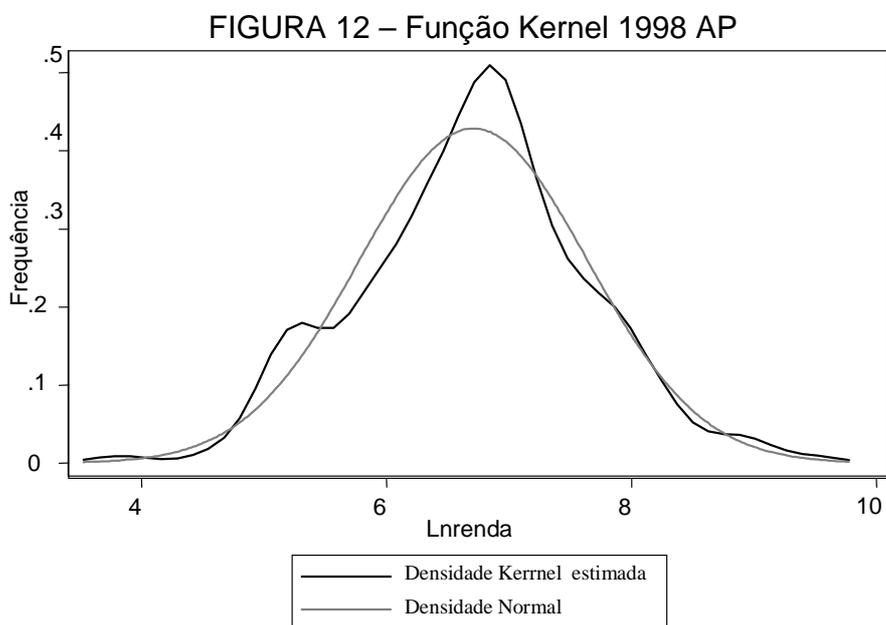
Roraima

A comparação das distribuições para os anos de 1998 e 2002 apresentou alteração significativa em sua forma. Observa-se que a distribuição se torna sensivelmente mais platicúrtica em 2002, além do que ocorre um deslocamento da moda de cerca de R\$1.000,00 para cerca de R\$350,00 em 2002.



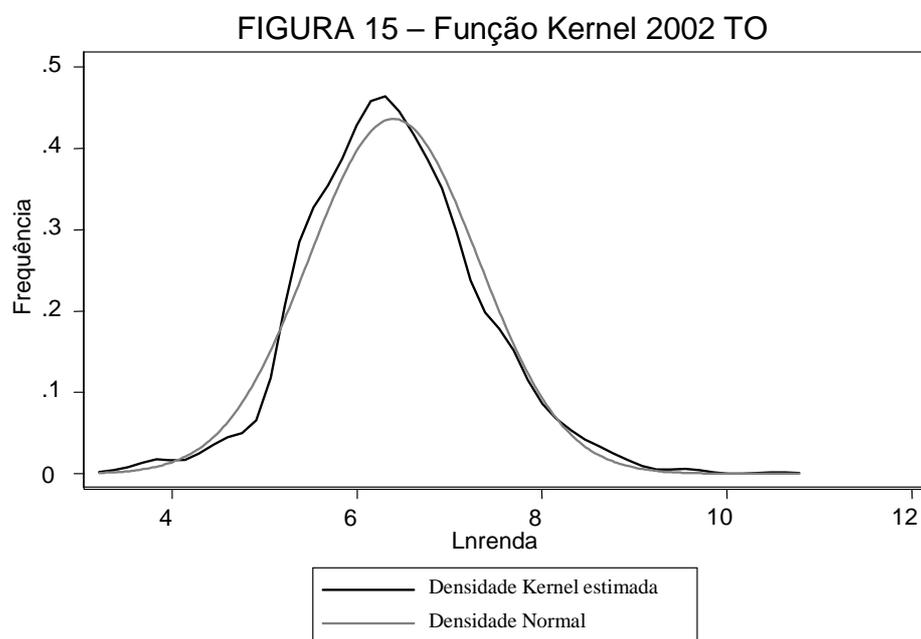
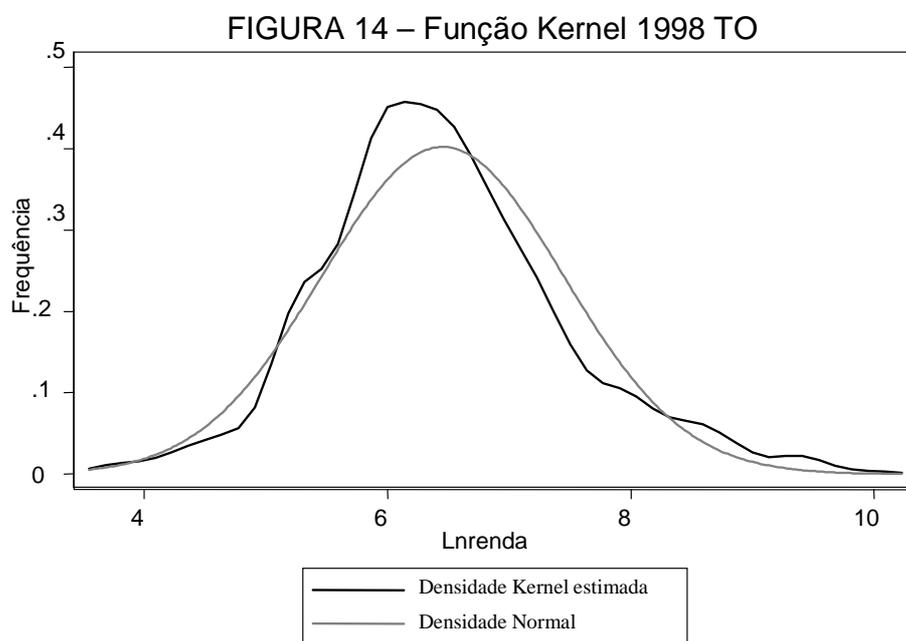
Pará

Comparando as duas distribuições, para os anos de 1998 e 2002, observa-se uma alteração significativa. Assim, a distribuição unimodal em 1998, dá lugar a uma distribuição bimodal em 2002, com ambas as modas (R\$200,00) e (R\$500,00) situadas abaixo daquelas para 1998 (R\$800,00).



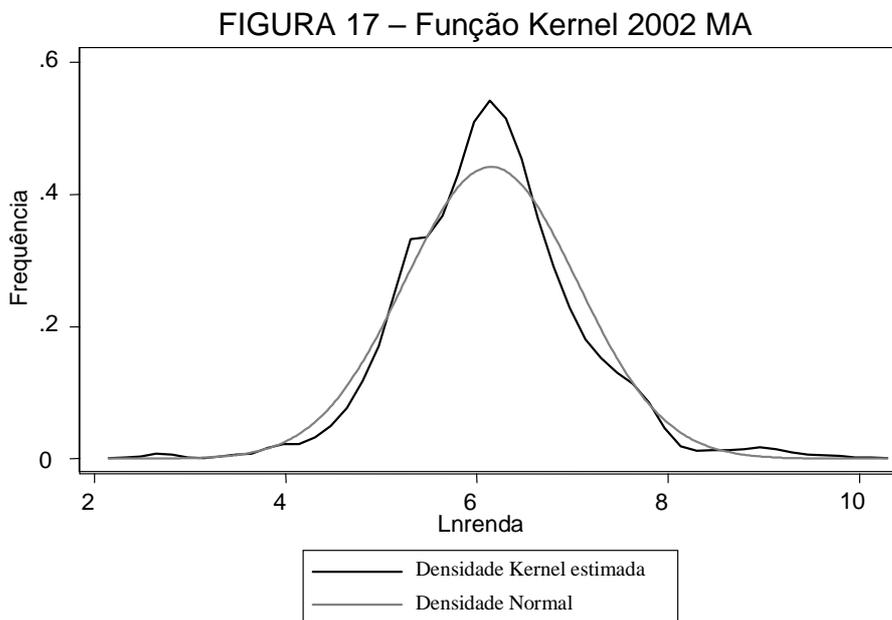
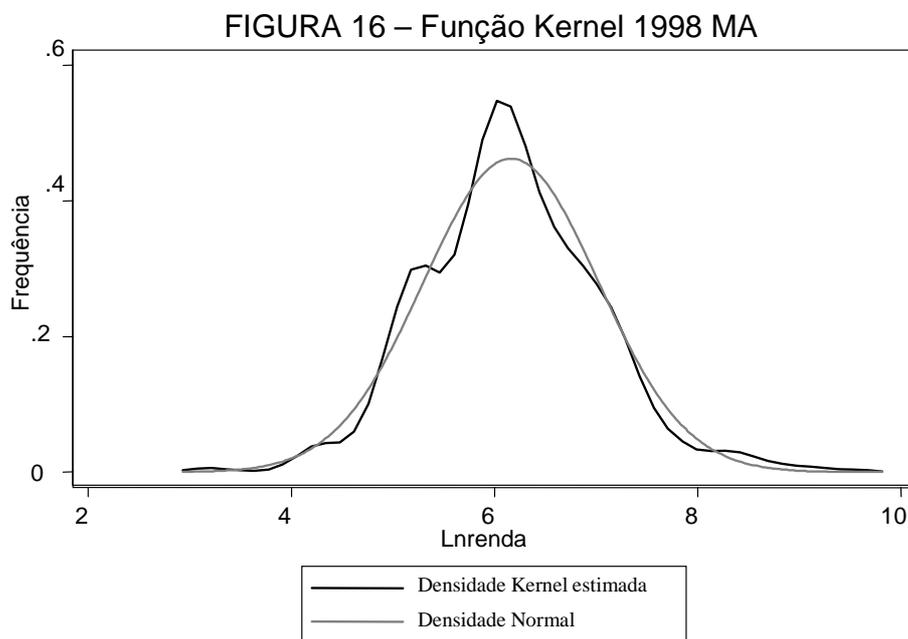
Amapá

Comparando as distribuições de 1998 e 2002, observa-se que as duas modas existentes em 1998 vão resultar em uma única moda em 2002, com um valor inferior (R\$665,00) a maior moda existente em 1998 (R\$900,00).



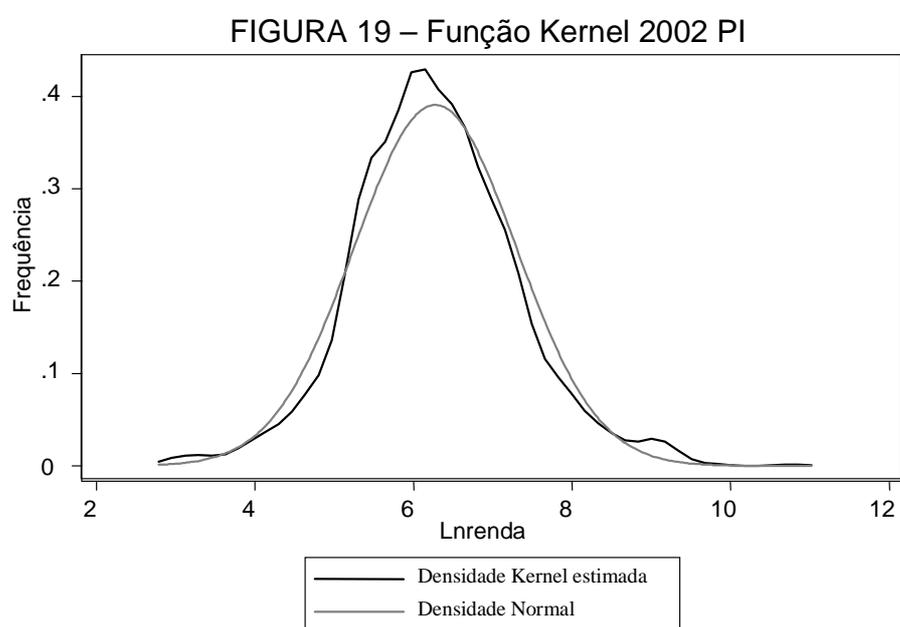
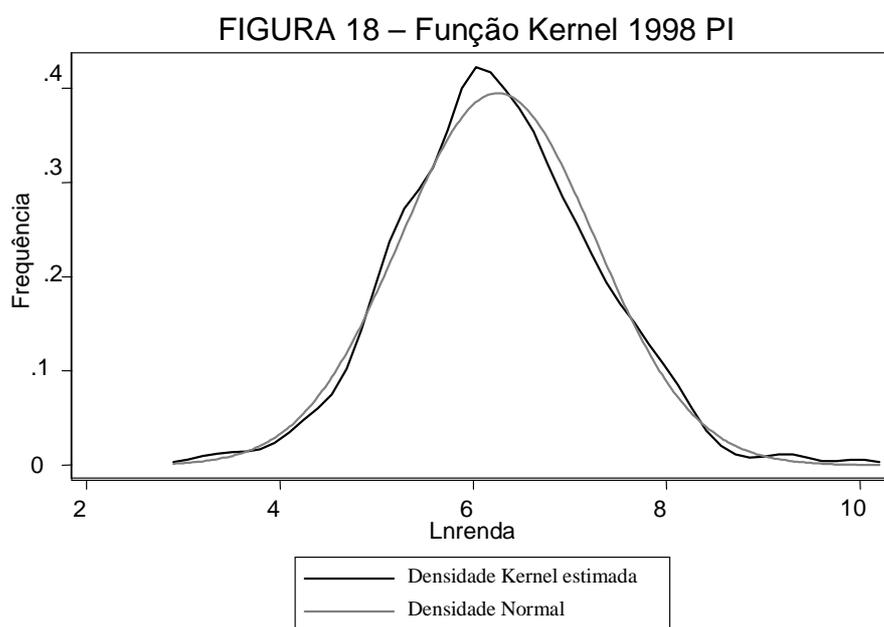
Tocantins

A comparação das distribuições para os anos de 1998 e 2002 revela, que a distribuição em 2002 se tornou mais leptocúrtica, embora, ambas como uma moda em torno de R\$500,00.



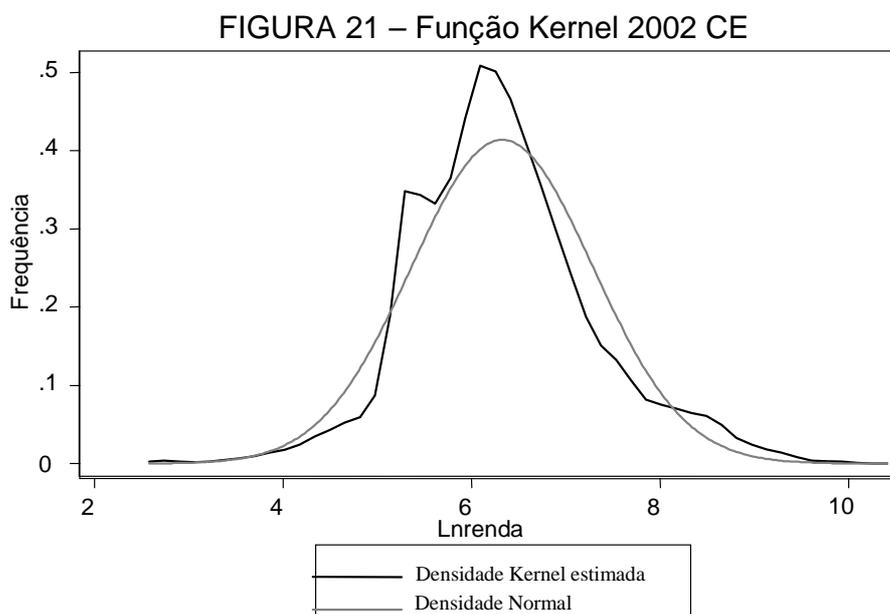
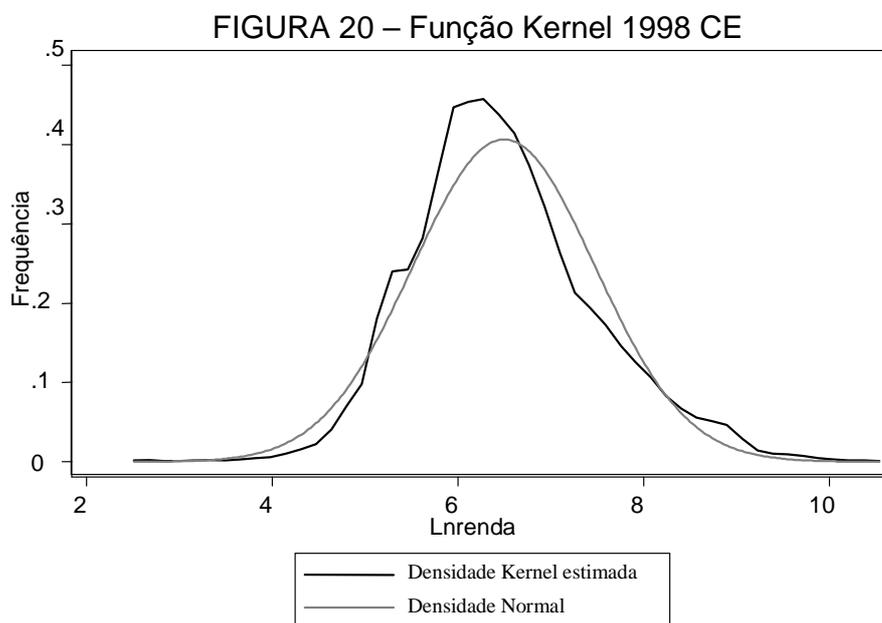
Maranhão

As distribuições para o estado do Maranhão não sofrem alteração significativa entre os anos de 1998 e 2002. Ambas possuem duas modas: uma a um valor um pouco acima da linha da pobreza em torno de R\$180,00 e outra a um valor de R\$450,00, embora em 2002 um decréscimo da moda menor.



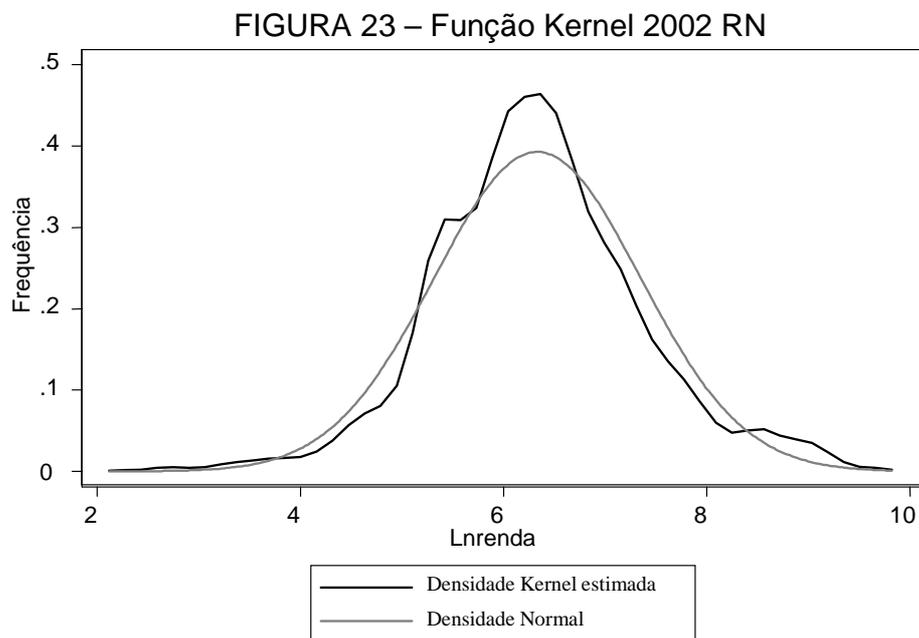
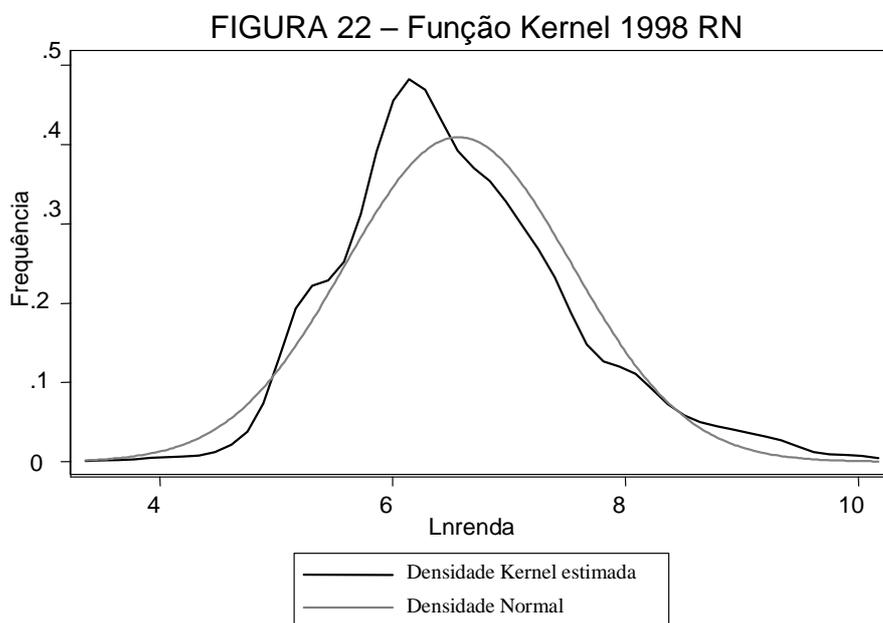
Piauí

Para o estado do Piauí, também não ocorre uma alteração muito significativa das distribuições para os anos de 1998 e 2002, mantendo-se o valor modal em torno de R\$400,00.



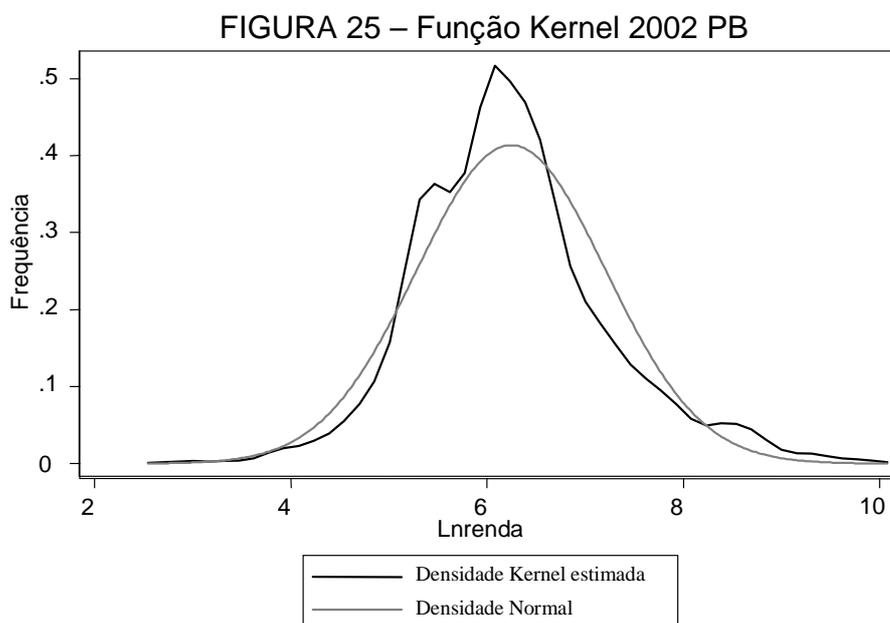
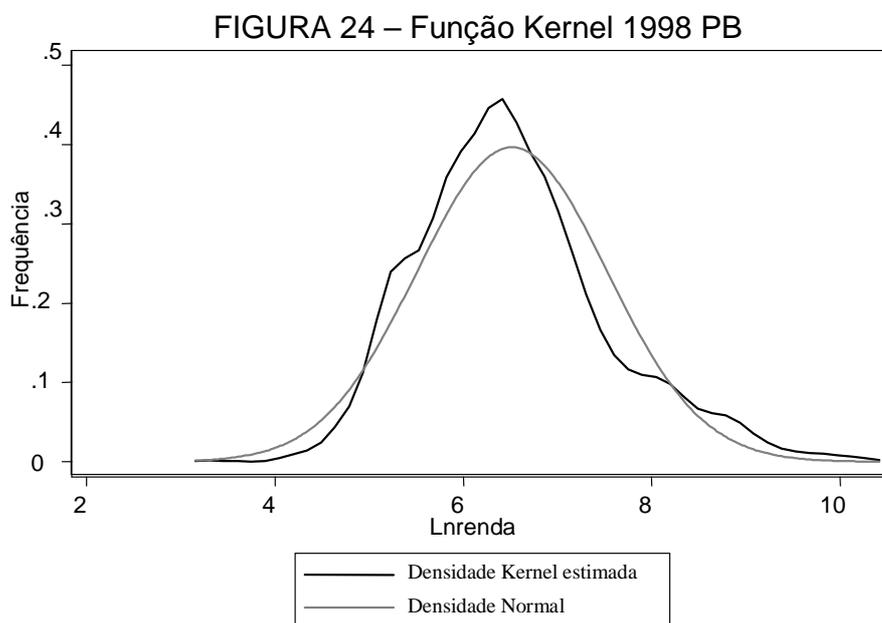
Ceará

Da mesma forma que os estados do Maranhão e Piauí, percebe-se que não ocorre alteração sensível nas distribuições para os anos de 1998 e 2002, com ambas as modas, maior e menor, mantendo-se em torno de R\$200,00 e R\$450, respectivamente, ainda que a tenha havido um aumento da primeira moda.



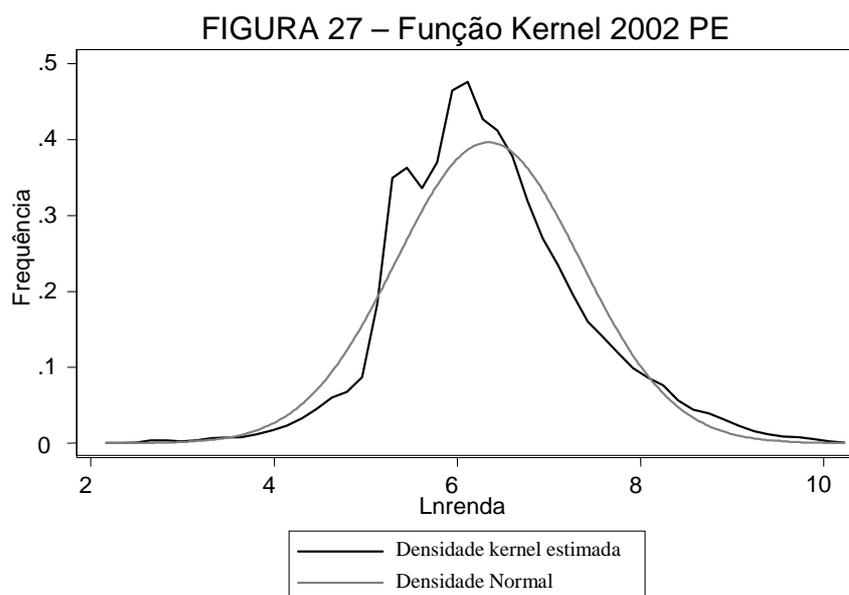
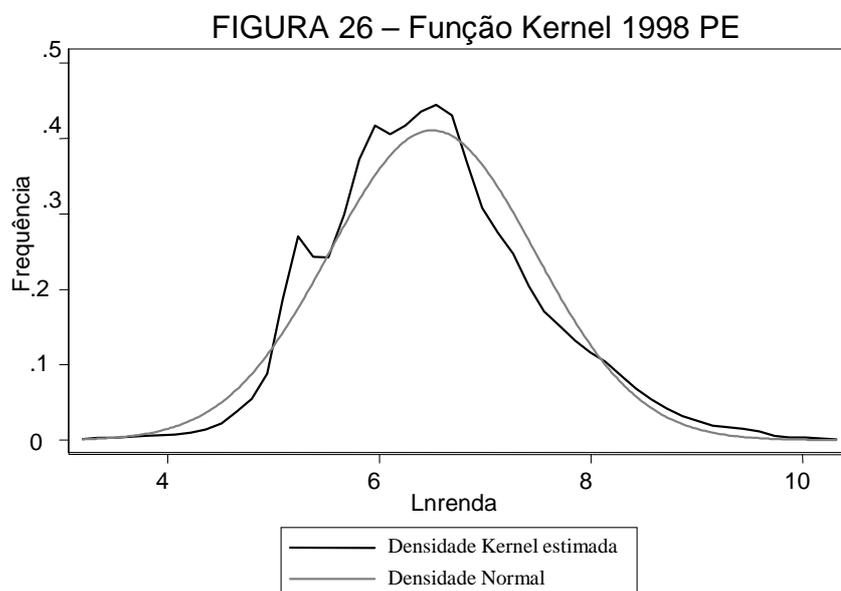
Rio Grande do Norte

Comparando as distribuições para os anos de 1998 e 2002 percebe-se em 2002 que se define a formação de uma moda (menor) para uma faixa de renda mais baixa, em torno de R\$200,00 (acima da linha da pobreza), mantendo-se a maior moda no mesmo patamar em cerca de R\$500.



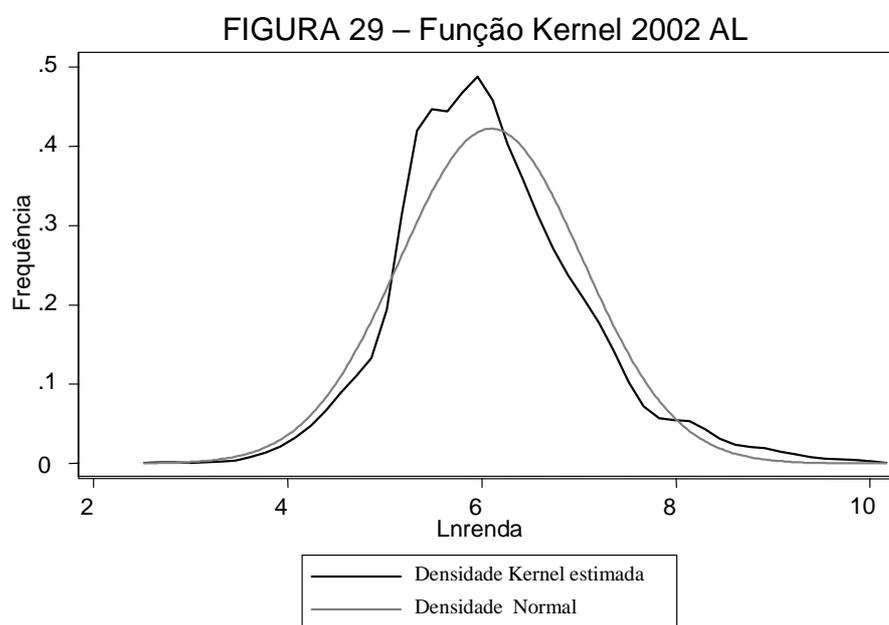
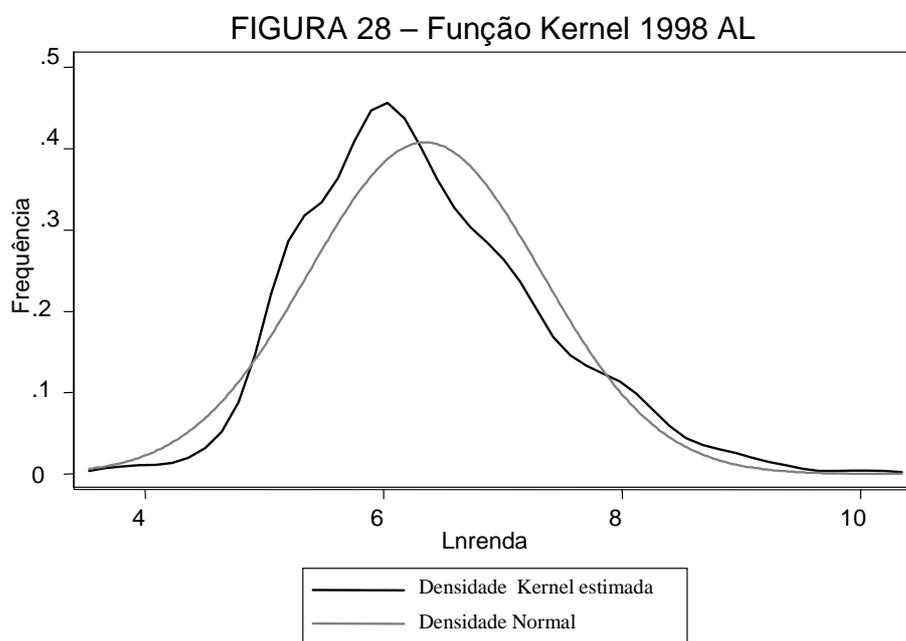
Paraíba

Comparando com a distribuição de 1998, observa-se em 2002 dois movimentos bem definidos. Um deslocamento para a esquerda da moda mais elevada que passa de cerca de R\$665,00 para cerca de R\$ 400,00. Além disso, mais uma vez, ocorre à formação de uma moda para uma faixa de renda mais baixa em torno de R\$ 220,00.



Pernambuco

Comparando a distribuição de 2002 com a de 1998, verificam-se sensíveis diferenças em seus formatos. Assim, enquanto a distribuição de 1998 parece exibir cerca de três modas: uma para uma faixa de renda baixa, em torno de R\$180,00, e duas para uma faixa de renda em torno de R\$365,00 e R\$665,00, a distribuição para 2002 apresenta apenas as duas primeiras modas bem definidas, com seus valores um pouco superiores as duas primeiras modas observadas para 1998, em torno de R\$220,00 e R\$400,00 respectivamente. Além do mais, a distribuição em 2002 é sensivelmente mais leptocúrtica do que em 1998.



Alagoas

Comparando as distribuições para os anos de 1998 e 2002, percebe-se que a moda principal em ambas as distribuições permanece em torno de R\$400,00. Todavia, pode-se perceber o processo de formação de mais uma moda em 2002, para uma faixa de renda baixa em torno de R\$250,00.

FIGURA 30 – Função Kernel 1998 SE

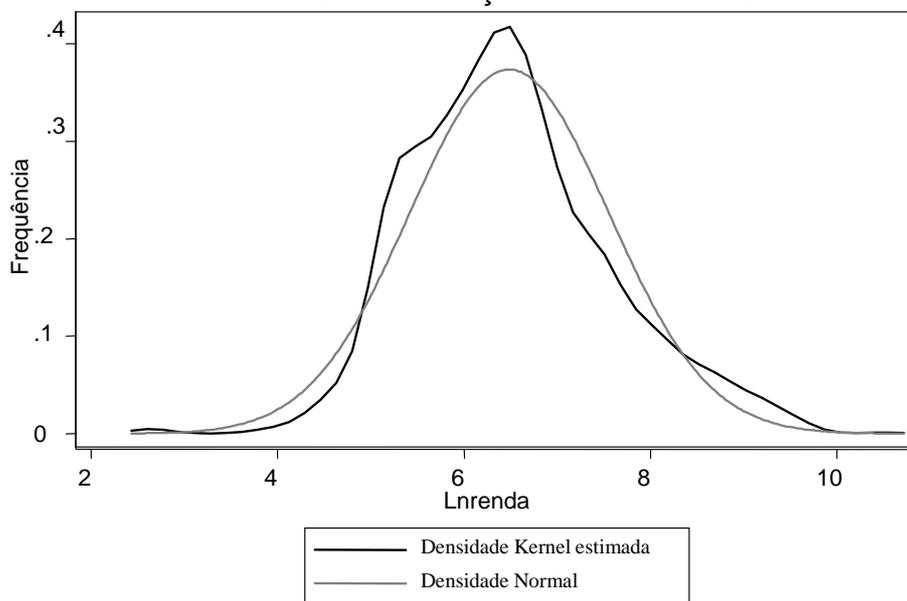
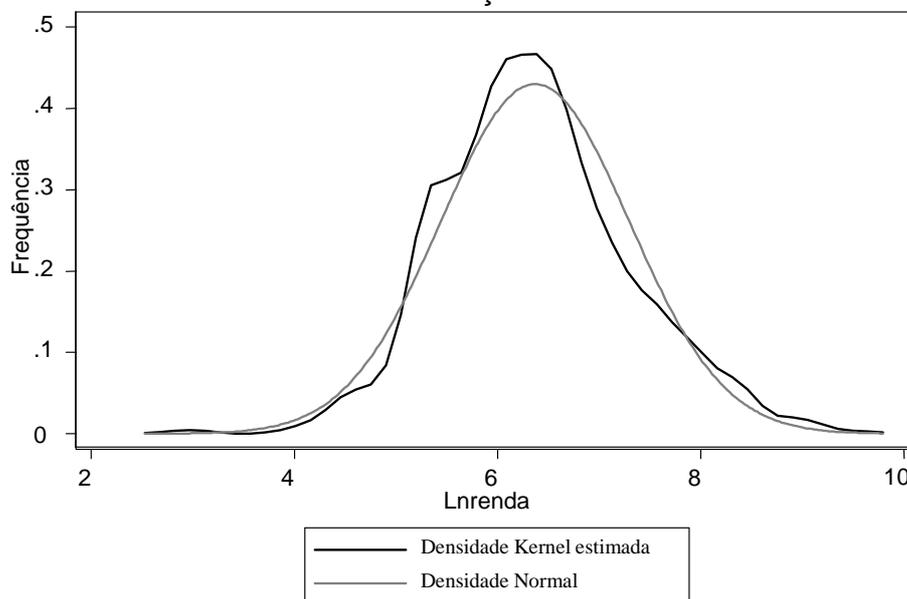
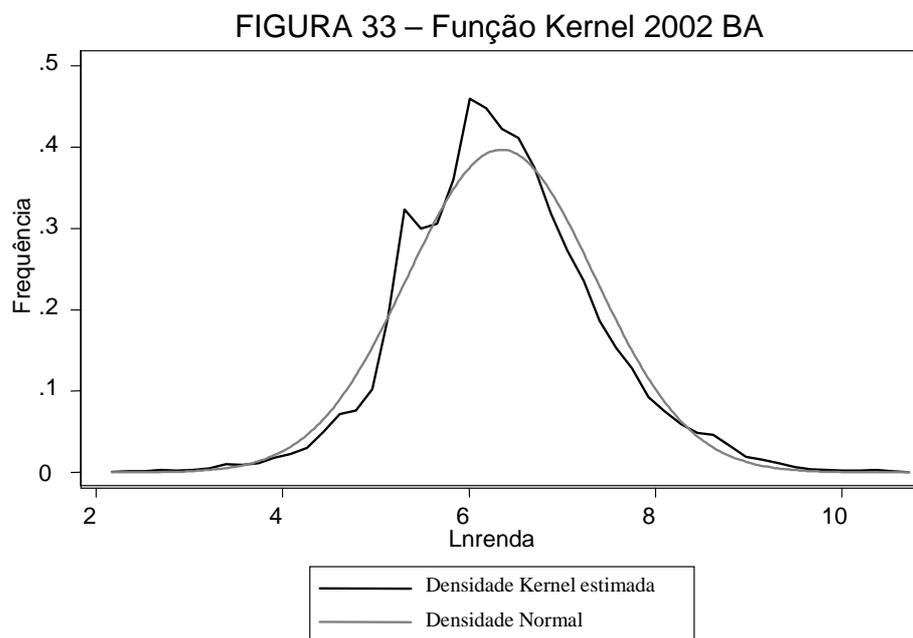
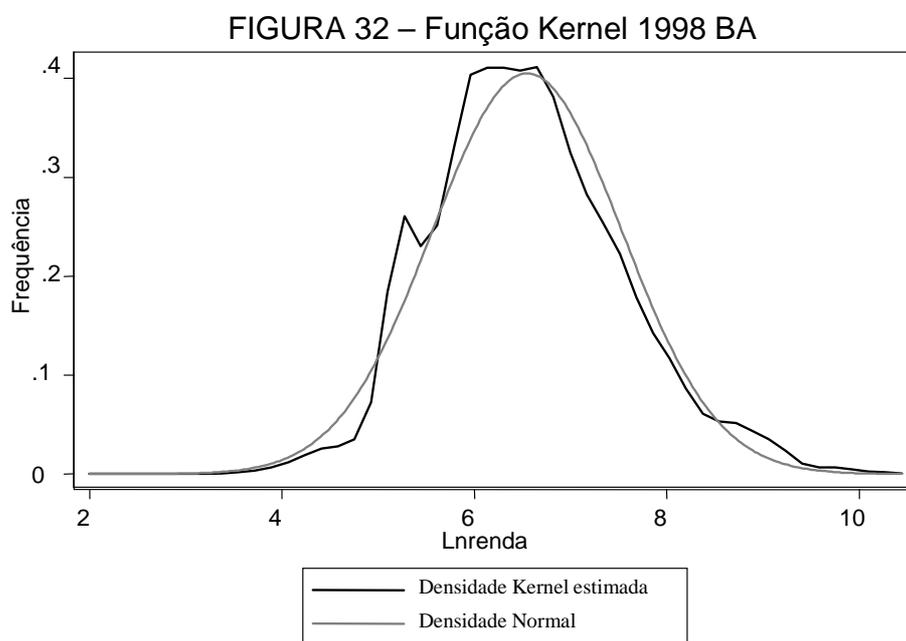


FIGURA 31 – Função Kernel 2002 SE



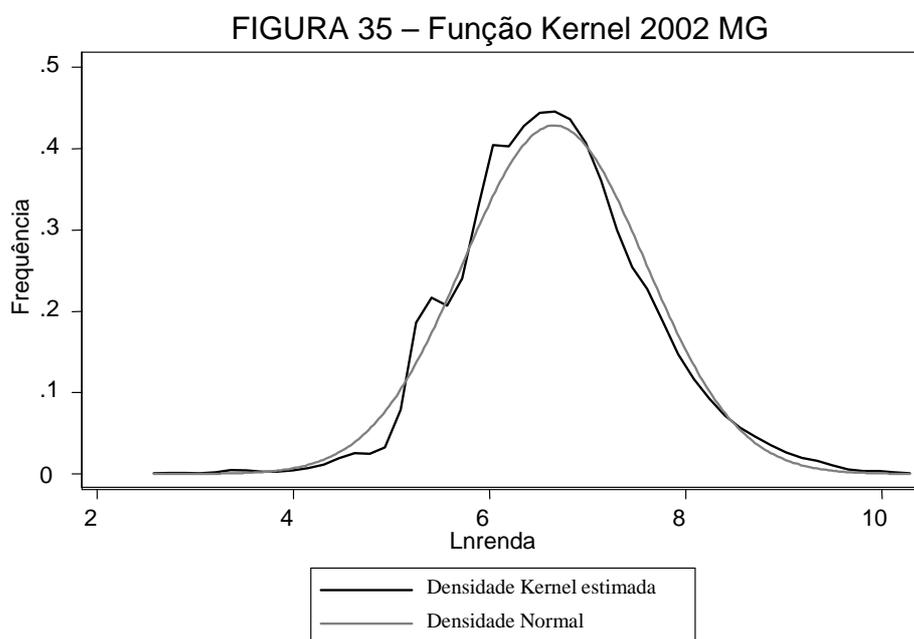
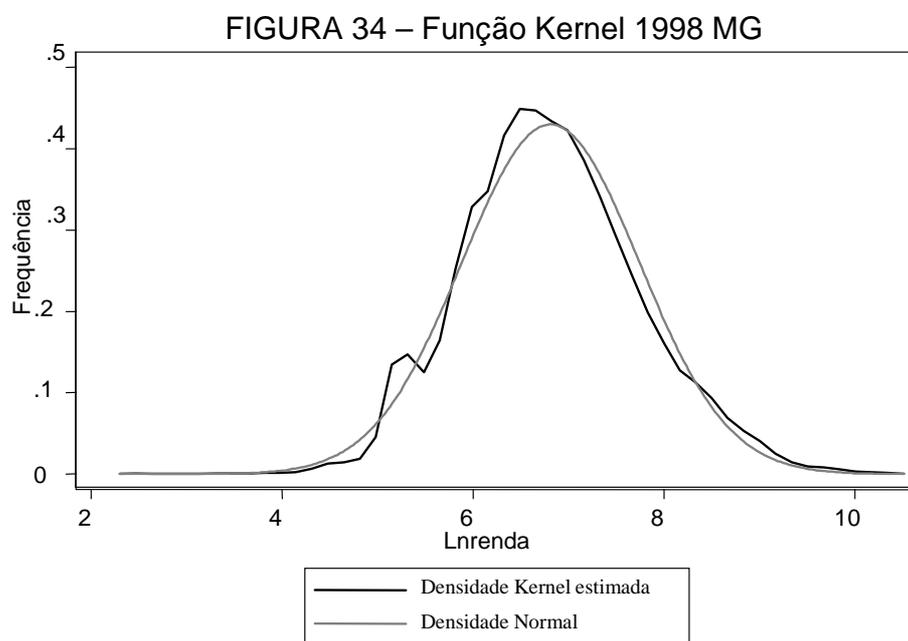
Sergipe

As distribuições para os anos de 1998 e 2002 não apresentam alteração sensível em seu formato. Ambas as distribuições apresentam uma moda mais elevada em torno de R\$600,00 e uma moda menor em formação em torno de R\$200,00.



Bahia

Da mesma forma que para o estado da Bahia, o Formato das distribuições para os anos de 1998 e 2002 não sofre alteração significativa. Ambas as distribuições apresentam duas modas: uma moda menor, em torno de R\$180,00 e outra maior em cerca de R\$400,00.



Minas Gerais

As características das distribuições para o estado de Minas Gerais entre os anos de 1998 e 2002, também mantêm em seu formato geral, com a manutenção de duas modas: uma moda menor em torno de R\$200,00 e outra maior em cerca de R\$665,00. Todavia, em 2002 verifica-se a formação discreta de uma moda em torno de R\$365,00.

FIGURA 36 – Função Kernel 1998 ES

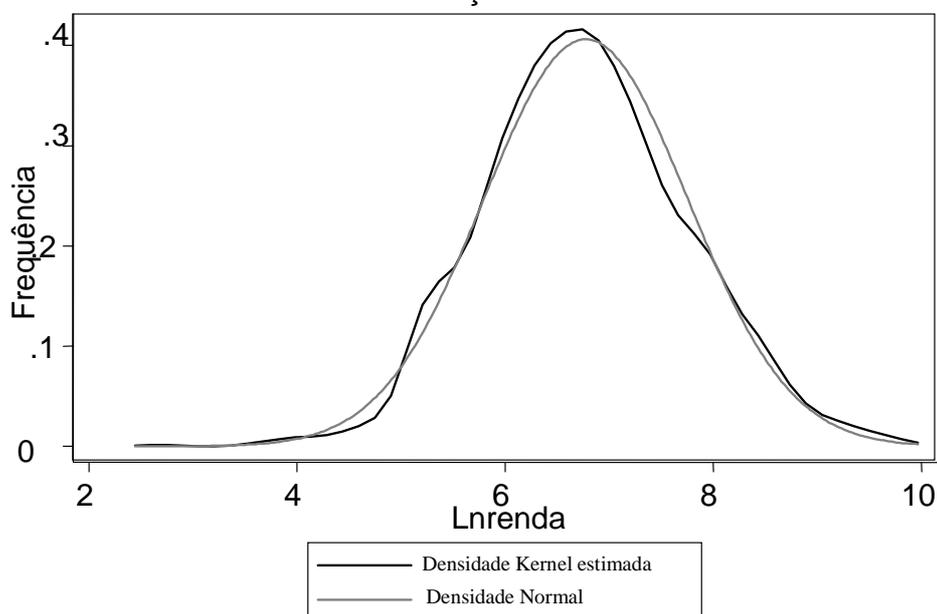
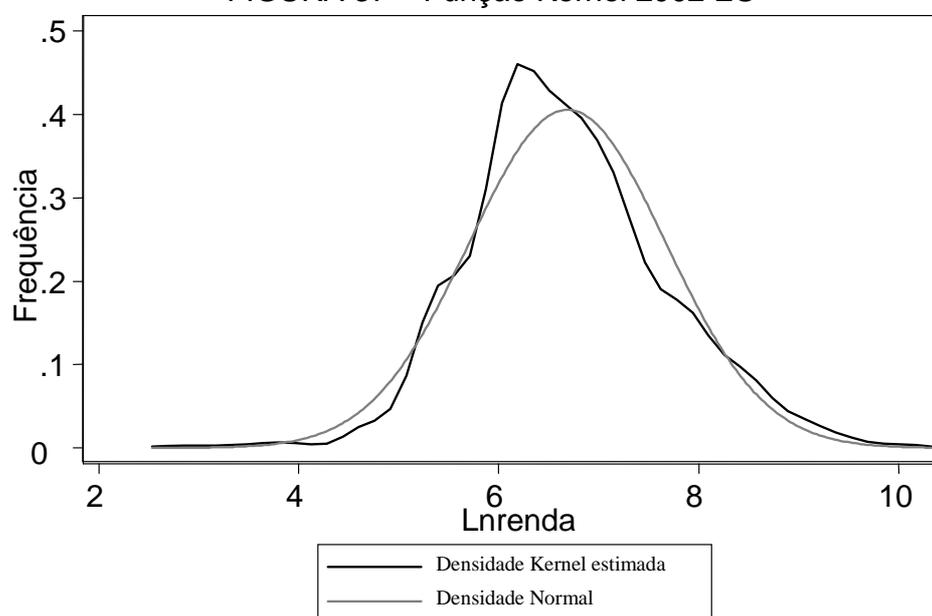
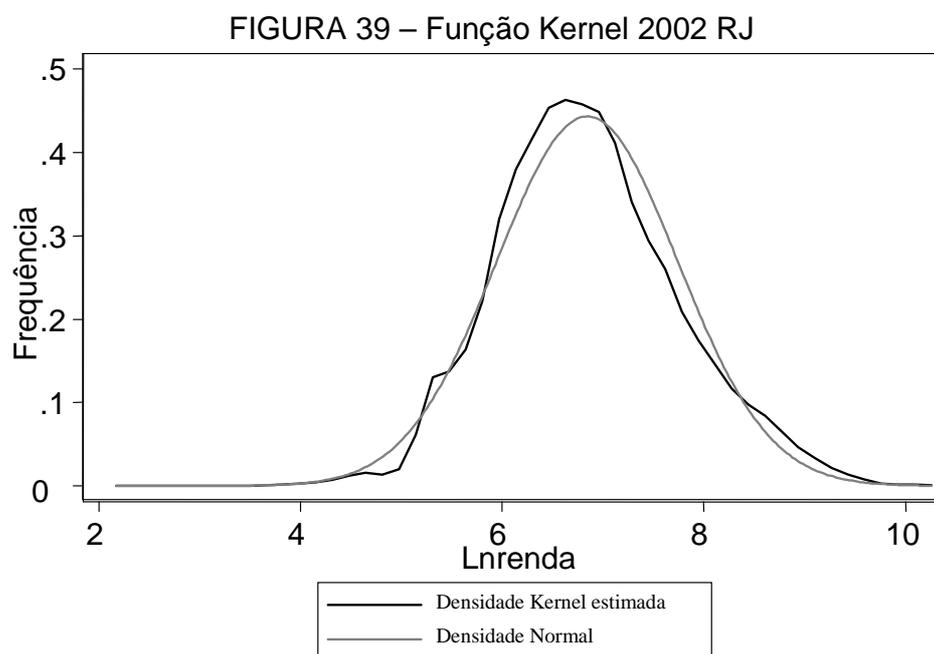
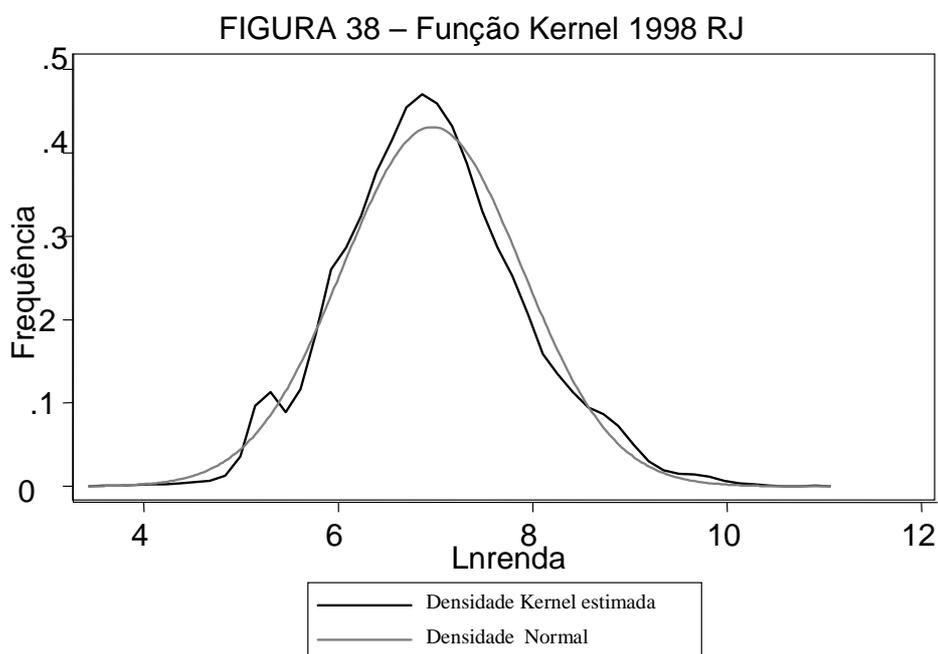


FIGURA 37 – Função Kernel 2002 ES



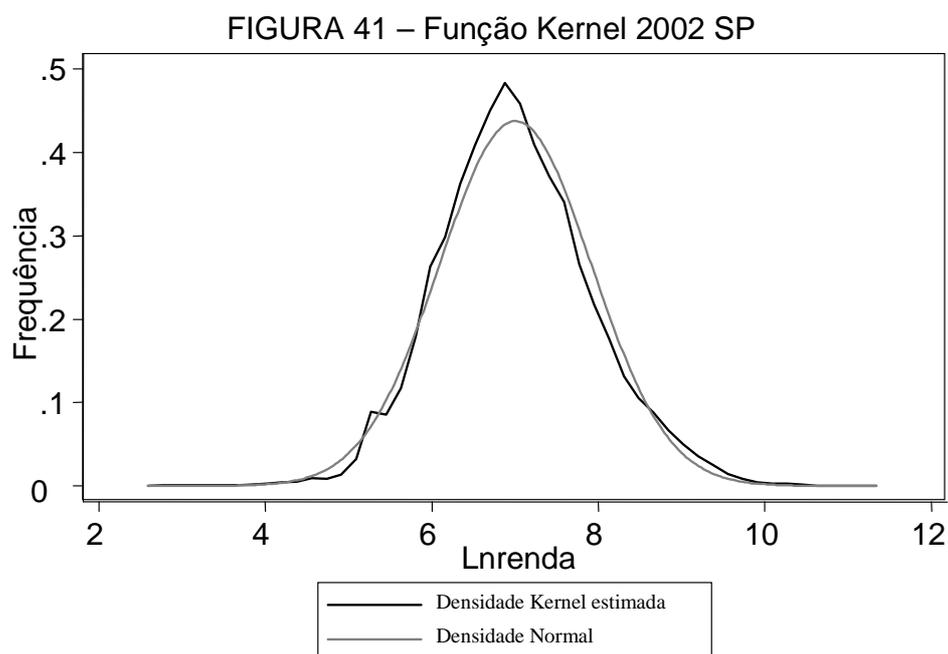
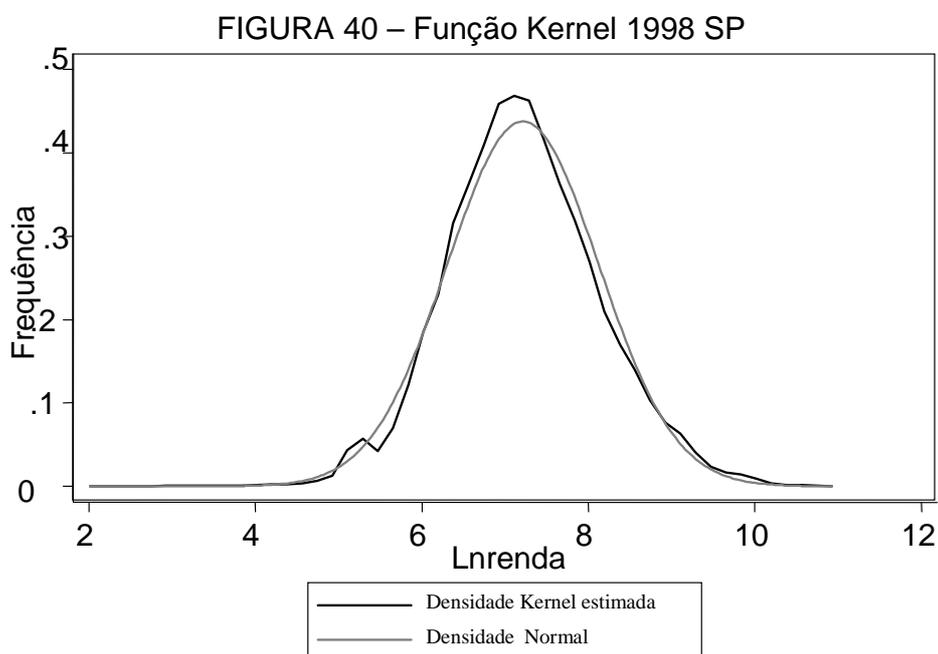
Espírito Santo

Ocorre pouca variação no formato entre as distribuições para os anos de 1998 e 2002. Todavia ocorre um deslocamento para a esquerda da distribuição em 2002, tal que a moda passe de cerca de R\$800,00 em 1998 para cerca de R\$500,00 em 2002.



Rio de Janeiro

A distribuição para o ano de 2002, ainda que bastante similar a observada para o ano de 1998, apresenta a quase completa eliminação da moda mais baixa (abaixo da linha da pobreza) observada no ano de 1998 em torno de R\$180,00, e um deslocamento para a esquerda da moda elevada de cerca de R\$1.000,00 em 1998 para algo em torno de R\$700,00 em 2002.



São Paulo

O formato das distribuições para os anos de 1998 e 2002 praticamente não se alterou. Ambas apresentam duas modas: uma em torno de R\$150,00 e outra em cerca de R\$1.000,00, com uma pequena diminuição da moda menor em 2002.

FIGURA 42 – Função Kernel 1998 PR

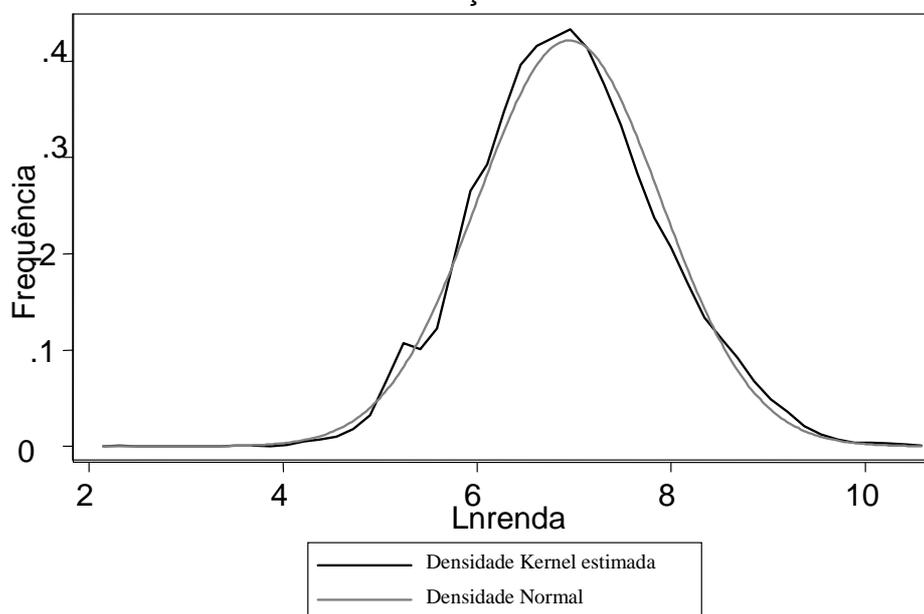
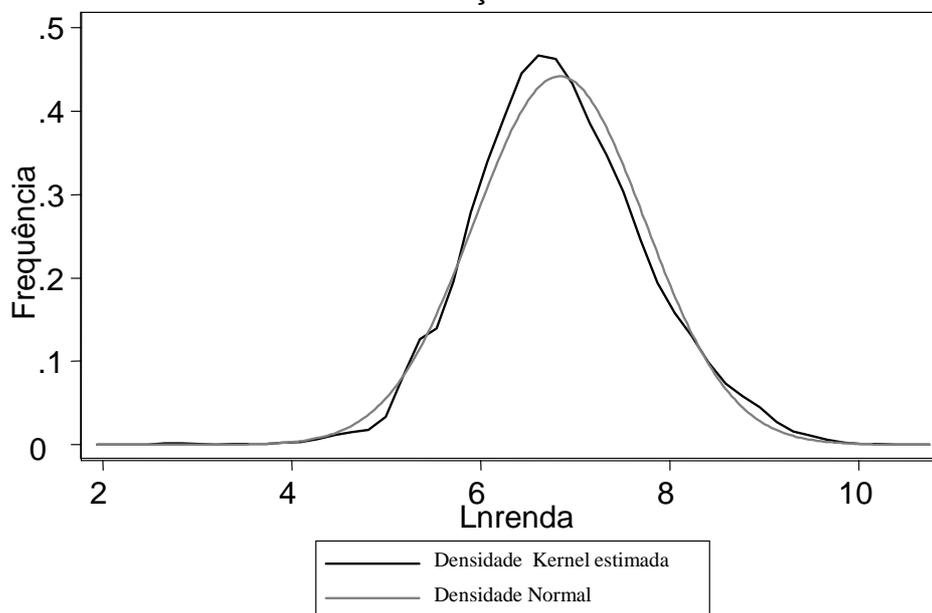
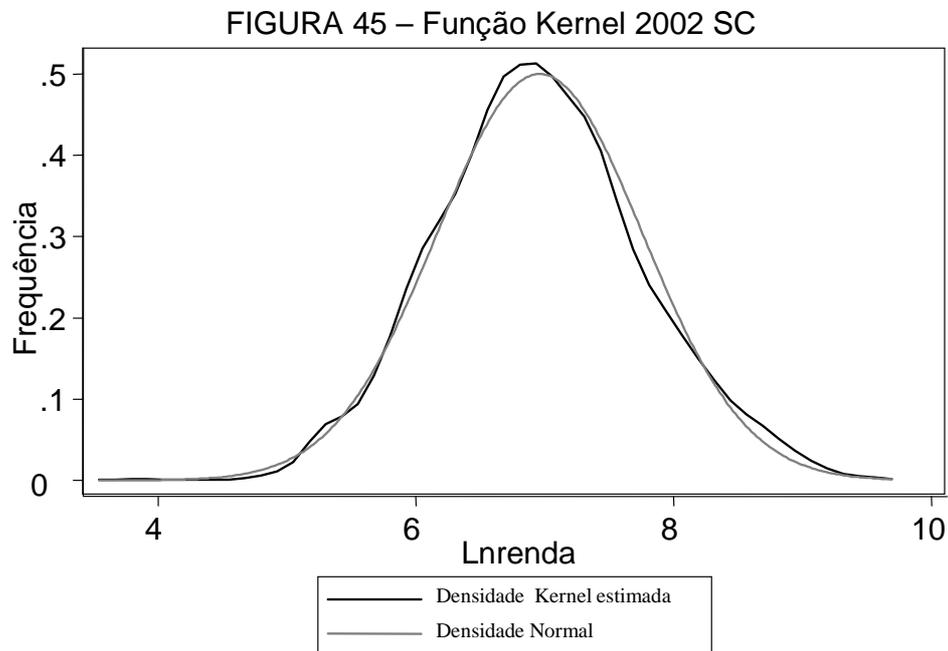
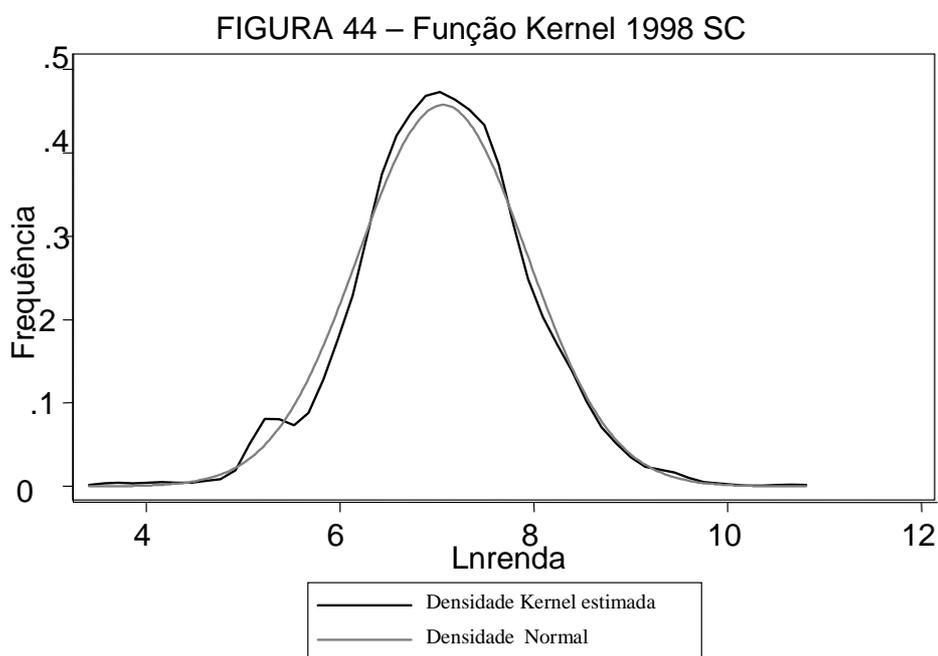


FIGURA 43 – Função Kernel 2002 PR



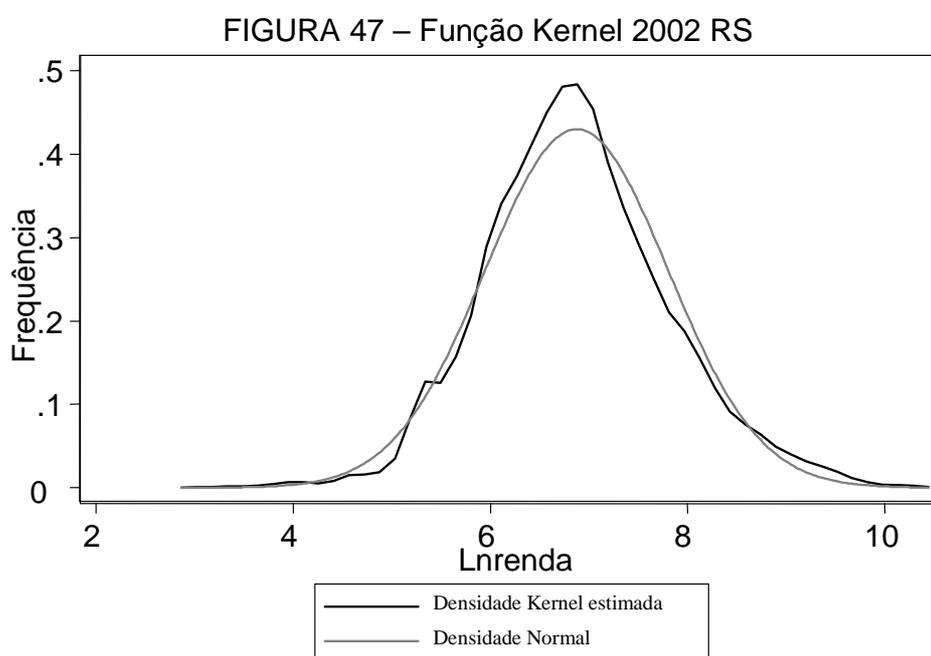
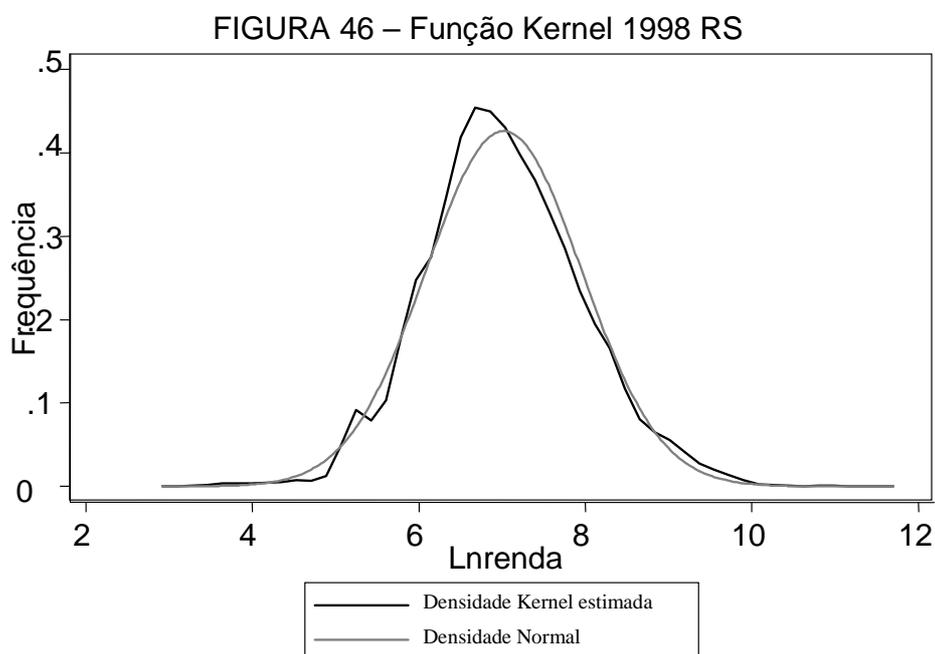
Paraná

As distribuições entre os anos de 1998 e 2002 também apresentou pouca alteração em seu formato a não ser pela quase completa eliminação de uma pequena moda situada em torno da renda dos pobres e um pequeno deslocamento da maior moda para a esquerda em 2002, passando de cerca de R\$1.100,00 em 1998 para cerca de R\$700,00 em 2002.



Santa Catarina

Comparando a distribuição de 2002 com a de 1998, também ocorre a eliminação da moda menor situada em torno de R\$180,00, mantendo-se, entretanto, a maior moda em cerca de R\$ 1.100,00.



Rio Grande do Sul

Também não ocorre mudança significativa nas distribuições nos anos de 1998 e 2002. Observa-se, entretanto, um deslocamento para a direita das duas modas, passando de R\$180,00 para R\$200,00 e de R\$730,00 para R\$900,00, as modas maior e menor, respectivamente.

FIGURA 48 – Função Kernel 1998 MS

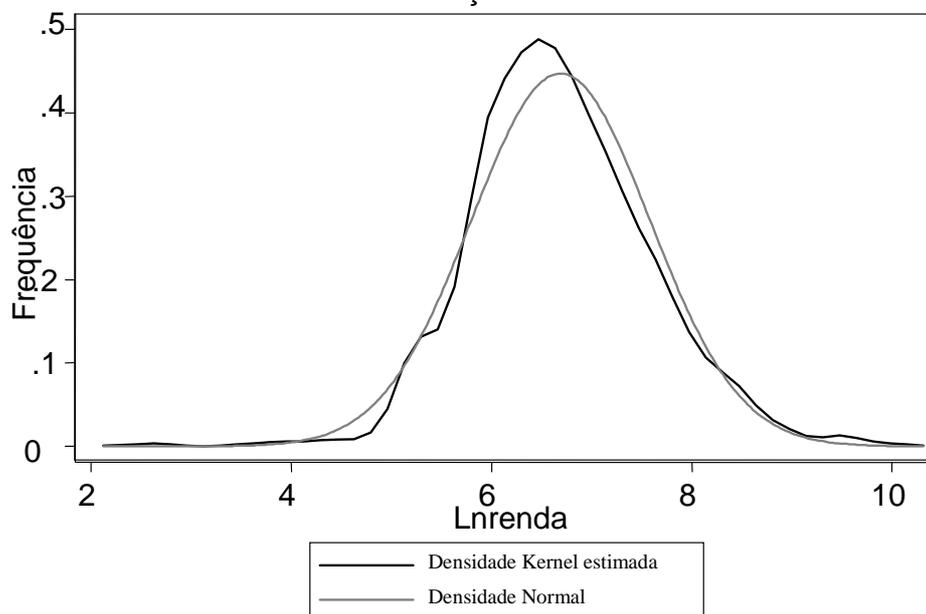
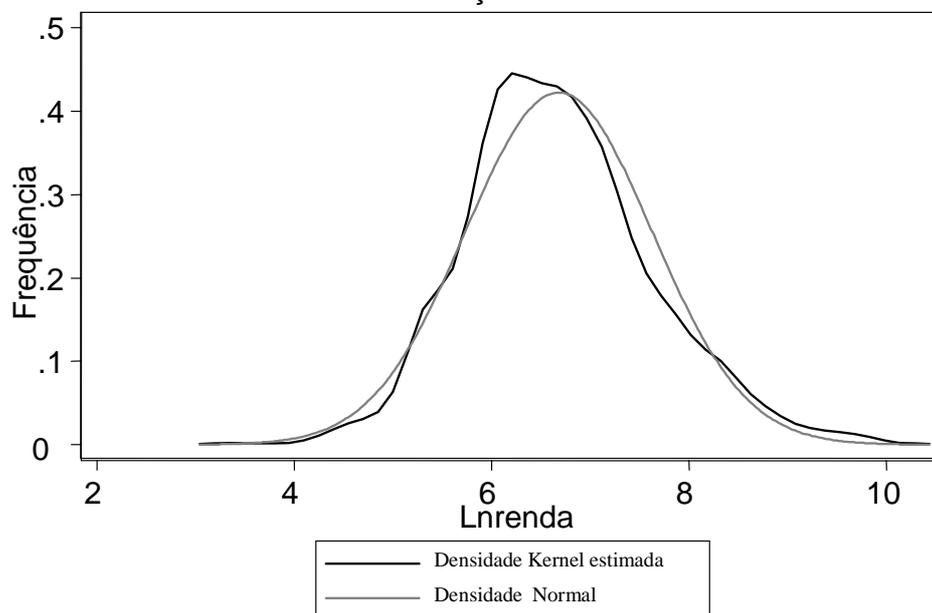
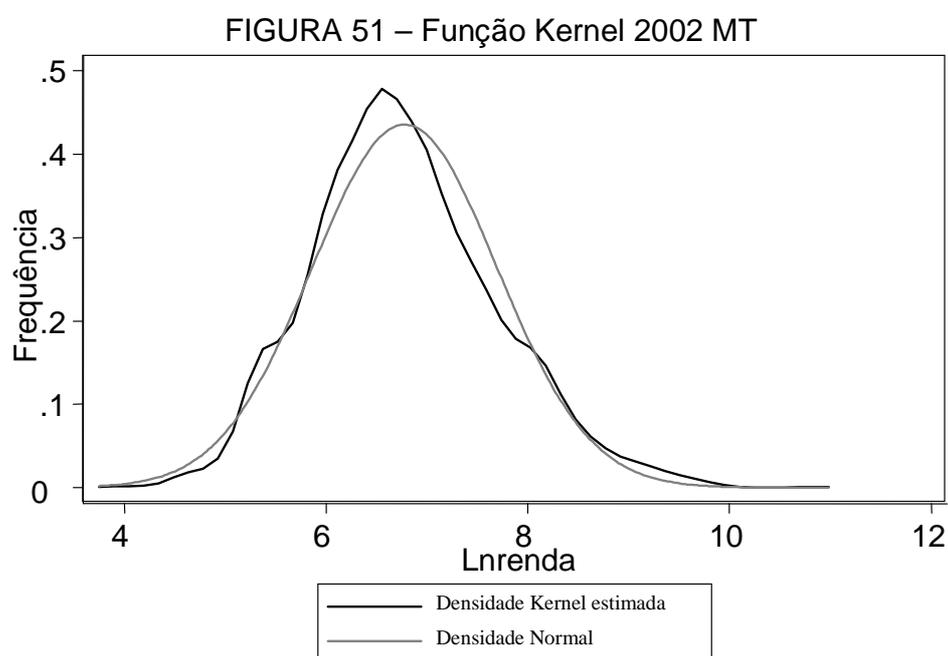
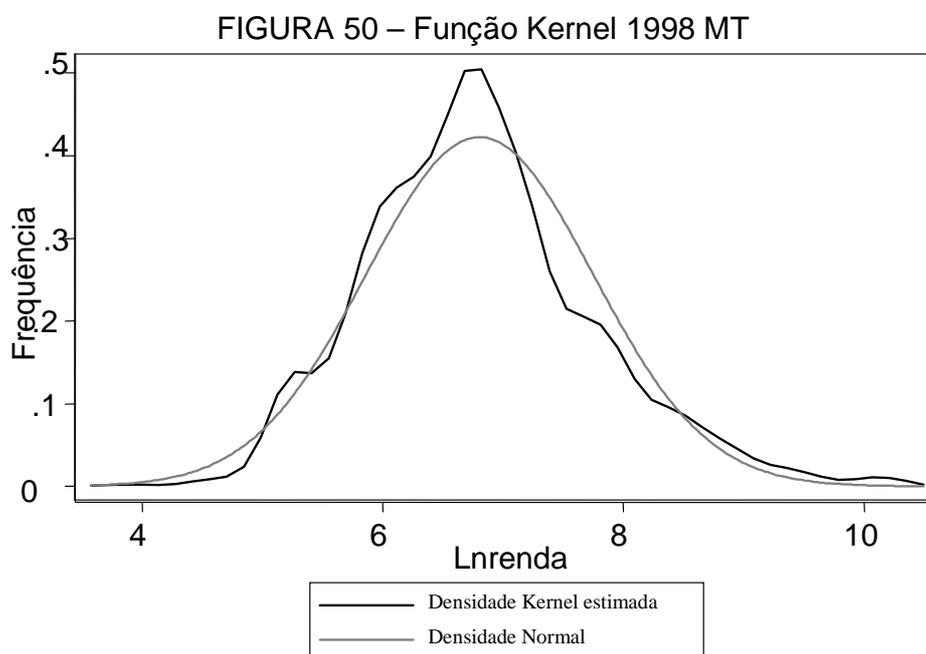


FIGURA 49 – Função Kernel 2002 MS



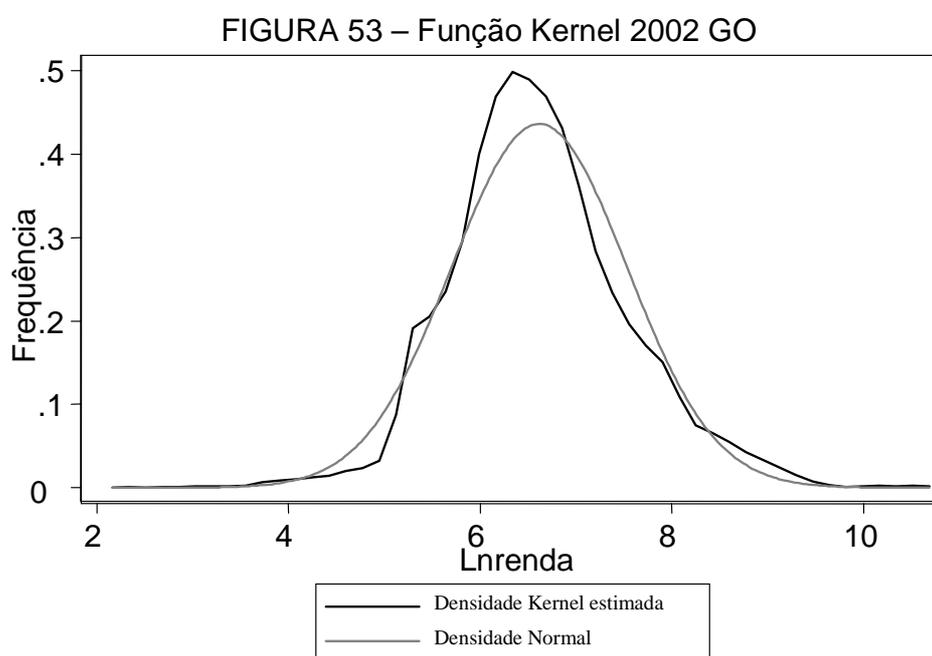
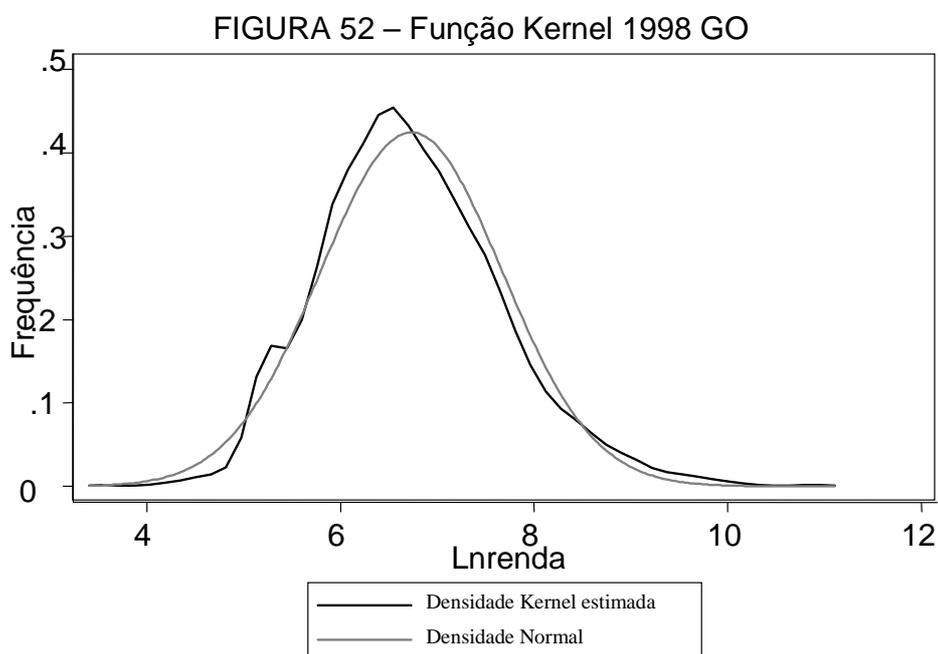
Mato Grosso do Sul

Comparando as distribuições de 1998 e 2002, observa-se quase nenhuma mudança em seu formato, com ambas as distribuições apresentando uma moda em torno de R\$550,00.



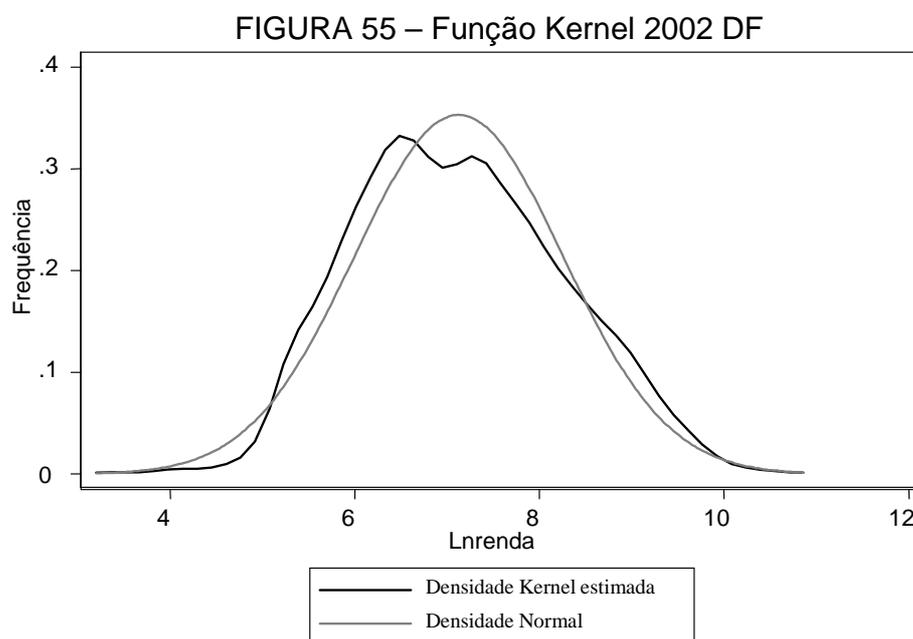
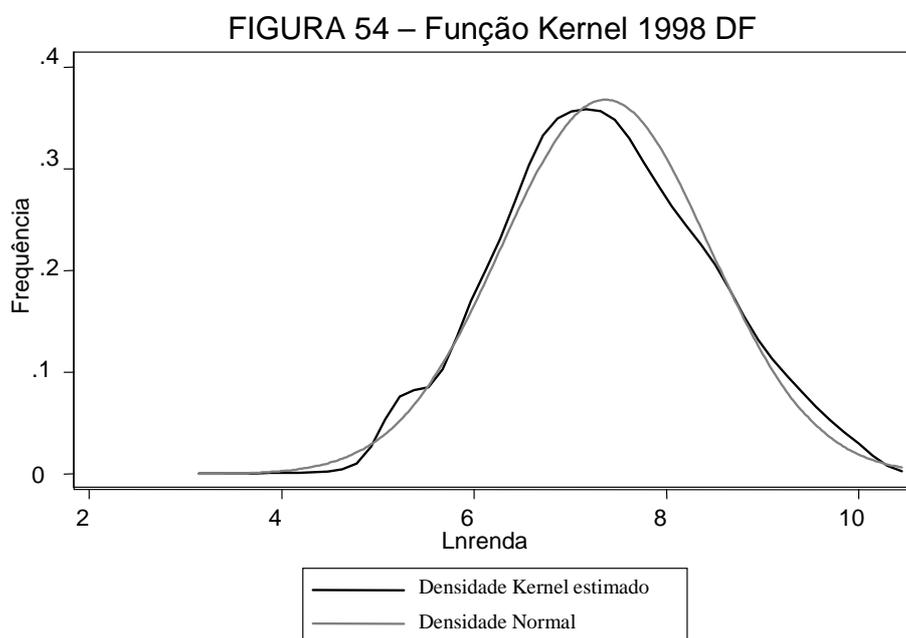
Mato Grosso

Comparando a distribuição de 1998 com a de 2002, observa-se um pequeno deslocamento para a esquerda da moda maior, passando de R\$800,00 em 1998 para R\$665,00 em 2002. Além disso, a moda menor, situada em torno de R\$200,00, praticamente desaparece.



Goiás

Comparando a distribuição de renda de 2002 com a de 1998, verifica-se um alongamento da distribuição para esse último ano, tal que a distribuição de renda em 2002 é mais leptocúrtica e com uma moda situada mais a esquerda, passando de cerca de R\$665,00 para cerca de R\$600,00. Além do mais, ocorre uma diminuição da moda menor em 2002.



Distrito Federal

O formato da distribuição da renda em 2002 apresenta uma modificação sensível quando comparada com a do ano de 1998. De fato, em 2002 observa-se a formação de duas modas bem definidas em torno de R\$600,00 e R\$1.500,00, em contraste a existência de uma moda maior em 1998, em torno de R\$1.200,00 e uma pequena moda em torno de R\$200,00.

5.4 As Distribuições Ajustadas

4.4 As Distribuições Ajustadas

A função Kernel ajusta a distribuição empírica dos dados a uma dada distribuição escolhida, no caso a distribuição normal. Todavia, ela não consegue descrever todas as características da distribuição de probabilidade, que poderiam ser obtidas se pudessemos encontrar o verdadeiro modelo de probabilidade que originou os dados. Assim, procedeu-se à verificação de qual a distribuição de probabilidade que mais se aproxima ao fenômeno estocástico – distribuição de renda para cada estado. O procedimento metodológico é descrito a seguir.

O ponto de partida foi à adoção do software “Bestfit”, que enumera as distribuições quanto ao seu melhor ajustamento, de acordo com um teste estatístico apropriado.

O software “Bestfit” fornece três estatísticas de teste, através das quais são ordenadas as distribuições quanto ao melhor ajustamento aos dados: a estatística qui-quadrado (chi-sq), a estatística Kolmogorov-Smirnov (K-S) e a estatística Anderson-Darling (A-D), todas as quais indicando como melhor ajustamento quanto menor o valor da estatística.

A principal deficiência da estatística qui-quadrado é que ela depende da definição do “Bin” (número e localização), o que torna seu resultado um tanto arbitrário. As duas outras estatísticas não dependem da definição do “Bin”. Todavia, enquanto a estatística (K-S) não detecta muito bem as discrepâncias da cauda da distribuição (confrontando a distribuição ajustada e os dados), o mesmo não ocorre com a estatística (A-D) que evidencia exatamente essas diferenças.

Nesta tese se adotou dois critérios: o teste K-S, e o teste A-D para fins de comparação, no sentido de verificar se os indicadores calculados de desigualdade e pobreza se alteram significativamente.

No sentido formal, o teste Kolmogorov-Smirnov é um teste de aderência que tem como objetivo compara a função distribuição empírica acumulada com a função distribuição teórica ajustada. Assim sendo, ele determina o grau de concordância entre a distribuição advinda de um conjunto de valores amostrais e determinada distribuição teórica específica. Isso quer dizer que ele expressa o quão perto os valores da amostra podem ser considerados como provenientes da população com determinada distribuição teórica.

De igual forma o teste Anderson-Darling é um teste de aderência que também compara a função distribuição empírica $\tilde{F}(x)$ com a função distribuição ajustada $\hat{F}(x)$, com a diferença que enquanto o teste K-S pondera de igual forma as diferenças $|\tilde{F}_n(x) - \hat{F}(x)|$ para todos os valores de x , o teste A-D é desenhado para detectar as discrepâncias, pois atribui maior peso as diferenças próximas as caudas das distribuições.

Os Quadros 1 e 2, para os anos de 1998 e 2002, respectivamente, fornecem os resultados. Nela se verifica a melhor distribuição, seus parâmetros, quanto aos dois testes K-S e A-D, sendo que os resultados para o teste K-S aparecem por primeiro.

Analisando os resultados, importante se destacar três pontos: o primeiro é que grande parte das distribuições são coincidentes para os dois testes; o segundo é a predominância, das distribuições log-logística, gamma e Beta e o terceiro é que para um mesmo estado as distribuições de melhor ajuste podem se alterar para os dois anos.

QUADRO 1
Ajuste das Distribuições – 1998

Estados	Distribuição	Parâmetros							Teste	
		α	β	γ	α_1	α_2	m/ μ	I/ σ	K - S	A - D
RO	Gamma	51,54	0,13	-	-	-	-	-	0,031	0,468
AC	BetaGeneral				30,63	62,74			0,039	0,519
AM	InvGauss						6,60	352,05	0,031	2,391
RR	BetaGeneral				12,02	4,58			0,044	0,512
PA	Loglogística	12,41	6,64	0					0,016	1,536
AP	BetaGeneral				26,34	28,10			0,054	1,096
TO	Loglogística	11,75	6,37	0					0,032	0,718
MA	Loglogística	12,72	6,12	0					0,049	1,537
PI	Loglogística	10,98	6,21	0					0,038	1,200
CE	Loglogística	11,83	6,41	0					0,028	4,974
RN	Pearson5	47,65	306,22						0,047	1,708
PB	Pearson5	44,22	281,71						0,025	1,859
PE	Pearson5 Lognorm	45,15	287,18				6,50	0,97	0,032	6,132
AL	Loglogística Pearson5	11,56 44,02	6,25 273,09	0					0,042	2,975
SE	Loglogística Lognorm	10,79	6,39	0			6,48	1,08	0,036	1,946
BA	Loglogística Lognorm	11,71	6,47	0			6,54	0,99	0,029	7,258
MG	Loglogística Gamma	12,87 53,53	6,76 0,12	0					0,021	7,281
ES	BetaGeneral Gamma	46,58	0,14		28,75	45,72			0,026	1,075
SP	BetaGeneral Gamma	57,93	0,12		29,68	29,97			0,032	20,10
RJ	Loglogística	6,91	13,23	0					0,020	4,038
PR	Gamma	53,34	0,13						0,020	1,867
SC	BetaGeneral				33,18	35,64			0,033	2,887
RS	Loglogística	13,08	6,97	0					0,016	3,990
MS	Loglogística	13,44	6,63	0					0,030	1,432
MT	Loglogística	12,95	6,73	0					0,026	1,534
GO	Pearson6 Lognormal				123,13	91,14	6,73	0,93	0,025	2,187
DF	Gamma	45,55	0,16						0,016	1,304

Fonte: Elaboração do autor.

QUADRO 2

Ajuste das Distribuições – 2002

Estados	Distribuição	Parâmetros							Teste	
		α	β	γ	α_1	α_2	m/μ	s/δ	K - S	A - D
RO	Loglogística	12,60	6,56	0					0,027	1,084
AC	Loglogística	11,00	6,52	0					0,031	0,782
AM	Loglogística	12,75	6,41	0					0,044	3,925
	Gamma	51,90	0,12							
RR	Pearson5	54,99	344,15						0,061	1,650
PA	Loglogística	12,16	6,44	0					0,032	4,371
AP	Pearson5	65,39	430,42						0,029	1,011
	Lognormal					6,68	0,83			
TO	Loglogística	12,43	6,34	0					0,032	1,076
MA	Loglogística	12,38	6,10	0					0,043	
PI	Loglogística	10,83	6,20	0	25,58	54,52			0,030	1,193
	BetaGeneral									
CE	Loglogística	11,91	6,25	0					0,042	7,635
RN	Loglogística	11,19	6,27	0					0,042	1,701
PB	Loglogística	11,82	6,16	0					0,048	2,385
PE	Loglogística	11,33	6,25	0					0,051	8,950
AL	Loglogística	11,76	6,01	0					0,050	1,918
SE	Loglogística	12,16	6,30	0					0,035	1,800
BA	Loglogística	11,23	6,28	0					0,034	7,165
MG	Loglogística	12,61	6,61	0					0,028	7,792
ES	Loglogística	12,09	6,62	0					0,039	1,975
SP	Loglogística	13,55	6,95	0					0,022	6,023
RJ	Loglogística	13,38	6,78	0					0,027	5,643
PR	Loglogística	13,31	6,78	0					0,024	2,983
SC	Gamma	75,52	0,09						0,023	0,884
RS	Loglogística	13,15	6,82	0					0,020	3,044
MS	Loglogística	12,59	6,61	0					0,030	1,519
MT	Loglogística	13,06	6,71	0					0,029	2,062
	Lognormal					6,77	0,91			
GO	Loglogística	13,01	6,55	0					0,028	3,133
DF	Lognormal						7,12	1,15	0,026	4,263
	InvGauss									

Fonte: Elaboração do autor.

5 INDICADORES DE DESIGUALDADE E POBREZA: UMA ALTERNATIVA METODOLÓGICA.

5.1 Considerações Iniciais

A caracterização da desigualdade de renda iniciada no capítulo 4 é completada neste capítulo mediante a apresentação de novos indicadores de pobreza e desigualdade calculados a partir dos parâmetros estimados e momentos das distribuições (melhor ajustamento) obtidas naquele capítulo.

Importante dizer, que o sentido da palavra novo, diz respeito à metodologia que será empregado para os cálculos da proporção de pobres e das relações entre as rendas apropriadas pelas camadas mais ricas e pobres da população, quais sejam as relações da renda média entre os 10% mais ricos sobre os 10% mais pobres, a relação entre a renda média dos 20% mais ricos e os 20% mais pobres e a relação entre a renda média dos 10% mais ricos e os 40% mais pobres da população residente em cada estado. Indicadores de desigualdades esses que tem como objetivo mostrar as discrepâncias de renda entre os extremos da distribuição de renda, característica importante da desigualdade de renda brasileira.

Além do mais, entende-se que um estudo sobre a desigualdade brasileira tem que necessariamente voltar-se a um dos lados da assimetria da renda, àquela relativa a existência de um grande contingente de pobres e indigentes no país. De fato, como já foi mencionado antes, uma das características da desigualdade brasileira é a formação de “bolsões” de pobreza absoluta, oriunda da pobreza relativa, que é a própria expressão do fenômeno da má distribuição de renda no país entre seus cidadãos.

5.2 Uma Discussão Preliminar

Recentemente a discussão acerca da pobreza no país ganhou especial atenção após a instalação do chamado Programa Fome Zero, pelo Governo Federal. A despeito de qualquer tipo de avaliação que se possa fazer do Programa até agora, um problema que atinge qualquer tipo de política voltada a área social é quanto a seu foco. Assim, um primeiro procedimento operacional

básico é definir quem são os atingidos, no caso quem são os pobres, e ainda a um nível mais restritivo de renda quem são os indigentes, onde aí se incluiriam os famintos.

O conceito de pobreza muitas vezes traz uma carga de subjetividade muito grande e certamente escapa do âmbito apenas da economia, uma vez que envolve elementos de natureza cultural, histórica, social, filosófica e mesmo religiosa, por isso mesmo, como afirma Romão (1993), é um dos conceitos mais difíceis de se definir.

Assim, ao longo da história o conceito de pobreza assumiu diferentes conotações sociais, e da mesma forma na literatura econômica teve diferentes definições²⁹.

Sob o escopo da literatura econômica atual que limita o conceito de pobreza a noção de “bem-estar” econômico (Lipon e Ravalion, 1995) pobreza se reveste de um caráter material, que denota, em última instância, um estado de carência a partir de um certo padrão mínimo estabelecido socialmente de necessidades materiais que devem ser atendidas em cada momento por um indivíduo. Sob este prisma, a questão principal é definir a linha demarcatória para esse padrão mínimo a ser estabelecido e aqui se encontra o ponto crítico dos vários indicadores que tentam mensurar a pobreza.

Os requisitos materiais para definir pobreza podem se valer apenas de considerações biológicas que garantam apenas as condições de sobrevivência do indivíduo. Desse modo, define-se uma dieta alimentar que atenda os requisitos nutricionais mínimos para que um indivíduo possa se manter e se perpetuar. Além desses requisitos materiais pode-se levar em consideração um conjunto de “necessidades básicas”, que incluam fatores como educação, saúde, habitação entre outros. Independentemente dos requisitos materiais que se estabeleça, a forma de materializar a fronteira entre pobres e não-pobres é feita através da renda seja do indivíduo, seja da família ou do domicílio, tomando-se esta última como a unidade de consumo elementar da economia.

Certamente que existe uma linha demarcatória da pobreza e indigência, em termos de renda, que define o poder de compra do indivíduo de acordo com os requisitos materiais que se estabeleça a priori. Define-se, portanto, uma renda mínima que atenda apenas os requisitos alimentares de sobrevivência e uma renda mínima que atenda um conjunto mais amplo de necessidades classificadas ex-ante como básicas.

²⁹ Para uma visão dessa evolução da definição ver Lipton e Ravalion (1995).

Convencionou-se estabelecer como uma linha demarcatória, para o qual a renda cobre apenas uma cesta alimentar que atenda as necessidades calóricas mínimas de um indivíduo como linha de indigência, enquanto que uma linha de pobreza envolve os gastos totais mínimos para atender as necessidades materiais além da alimentação, mas também com vestuário, habitação, transporte entre outros. A pobreza, portanto, tem uma dimensão de insuficiência de renda, que, por seu turno, limita a capacidade de consumo, e será esta a noção adotada no decorrer deste trabalho.

Por outro lado, a questão da desigualdade não pode ser definida ao largo da questão da pobreza, uma vez que ambas possuem a mesma base de referência econômica que é a dimensão material, expressa pela capacidade de compra de um indivíduo em relação a outro. Assim, a comparação da renda entre indivíduos é a expressão da pobreza relativa de um indivíduo em relação ao outro e denota o quanto os dois indivíduos receberam na parte que coube a cada um na distribuição da riqueza gerada.

A distribuição de rendimentos sempre depende da base de referência espacial tomada. Ou seja, um indivíduo pode receber um baixo rendimento relativo no contexto do país, porém pode ser alto em termos municipais, o que quer dizer que com relação à distribuição de rendimentos média do país ele pode ocupar uma posição entre os 20% ou 40% mais pobres, podendo inverter sua posição, colocando-o entre os 20% mais ricos ou mais, se comparado com os indivíduos residentes apenas no seu município. A comparação guarda sempre um contexto espacial, sem o qual falar em desigualdade torna-se sem sentido.

Indivíduos absolutamente pobres na Etiópia, quanto à proporção que recebem da renda nacional, podem apresentar uma pobreza relativa baixa. É claro que o padrão de consumo é o padrão de consumo de um Etíope e não de um cidadão de um outro país como EUA, Japão, ou mesmo Brasil. Os indicadores de distribuição de renda nesse país não são por outro motivo melhores que do Brasil, ainda que isso não se verifique em termos de pobreza absoluta, apenas para citar como exemplo.

Por outro lado, a pobreza absoluta pode ser decorrente da própria desigualdade na distribuição da renda, como é exatamente o caso brasileiro (Barros et al. 2000, Rocha, 2000, 2003). O país é capaz de gerar uma riqueza material, expressa pelo PIB, que o coloca entre as principais economias do mundo, inclusive, com valores per capita muito superiores a linha de pobreza, não obstante a pobreza absoluta persista para mais de $\frac{1}{4}$ da população. É exatamente

por isso que o conceito operacionalmente relevante no país é o de pobreza absoluta (Rocha, 2003), por que ela reflete um estado de carência absoluta em que vive grande parte da população brasileira.

5.3 Medindo a Pobreza

Proceder qualquer inferência acerca da magnitude dos níveis de pobreza em uma determinada unidade geográfica, faz-se necessário estabelecer o valor da linha de pobreza e linha de indigência embasadas em hipóteses apriorísticas. Considerando mais de uma unidade geográfica, a tarefa se expande em se determinar mais de uma linha de pobreza cada qual em consonância com o padrão de consumo local. Isto, entretanto pode ser feito por dois critérios (Rocha, 2003). Um arbitrário, no sentido que não há garantia de que aquele valor de referência sirva realmente como linha demarcatória entre os que têm e os que não têm as suas necessidades básicas atendidas. E o outro observado, definido a partir da estrutura de consumo da população de baixa renda que efetivamente venham a se constituir na parcela pobre da população.

Como exemplo universal da linha de pobreza estabelecida por um critério arbitrário, esta a definição usada, e largamente aceita entre os organismos internacionais do valor de US\$1 dia per capita, que depois se tornou extremamente elástica para dar lugar a US\$2 dia, US\$4 entre outros³⁰. No Brasil, o salário mínimo (ou mesmo de seus múltiplos) também tem sido recorrentemente usado como linha de pobreza (Pfefferman e Webb, 1983; Hoffman, 1984; Arraes, 1993, Paes de Barros, Henriques e Mendonça, 2000).

A determinação de linhas de pobreza baseadas no consumo observado, por sua vez, vem já há longa data sendo uma linha de pesquisa bastante explorada no Brasil. Isto se tornou possível, desde a realização de várias pesquisas, entre elas do Estudo Nacional da Despesa Familiar (ENDEF), a partir de 1974/1975, e mais recentemente com as publicações da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 1987/1988, ambas do IBGE. Assim, desde o início da década de 80 muitos autores tem contribuído para a definição de linhas de indigência e pobreza no país,

³⁰ Ver, por exemplo, as várias definições adotadas pelo Human Development Report (2003).

com base em cestas de bens, e de acordo com as diferentes especificidades alimentares locais. Assim merecem destaque os trabalhos de Fava (1984), Arraes (1989), Cepal (1991) e particularmente Rocha (1988, 1993, 1995, 1997, 2000, 2001, 2003).

Nesta tese, foram utilizadas as linhas de pobreza, derivadas da POF, conforme apresentadas em Rocha (2003), fazendo, entretanto, alguns ajustes para tornar essas estimativas - calculadas em termos individuais - mais próximas do conceito de renda doméstico adotado ao longo desse trabalho.

Os procedimentos foram elencados em quatro partes. Em primeiro lugar, como Rocha (2003) apresenta as linhas da pobreza somente para os anos de 1999 e 2001, elas tiveram que ser corrigidas utilizando-se do Índice Nacional de Preços ao consumidor – INPC, obtidos na base IPEADATA. Segundo, obteve-se o número de componentes por domicílio fornecidos pelos dados da PNAD/IBGE para os anos de 1998 e 2002. Terceiro também a partir dos dados da PNAD, somou-se a proporção de casais ou mães (tipo da família na denominação do IBGE) que possuíam todos os filhos menores que 14 anos, com $\frac{1}{2}$ da proporção relativa ao grupo que possuía filhos tanto maiores quanto menores de 14 anos. Com isso, adota-se a hipótese de que metade deles deveria estar abaixo de 14 anos. Quarto, subtraiu-se de 1 essa proporção para se chegar a um ponderador que levasse em conta somente o número de adultos na família³¹. Por fim, multiplicou-se esse ponderador pela média do número de componentes nos domicílios de cada estado.

Devido às estimativas de Rocha (2003) não abrangerem todos os estados, adotou-se a para aqueles onde não havia cálculo dessas linhas, àquelas relativas à área urbana para a região de referência ao qual pertence o Estado. Para o caso em que havia essa informação também para a

³¹ Uma vez que a linha da pobreza refere-se às necessidades básicas de um adulto.

capital, preferiu-se utilizar da mesma, haja vista refletir de maneira mais direta as necessidades da maioria da população urbana residente nos estados. As linhas de pobreza ajustadas estão dispostos na Tabela 8.

5.4 Metodologia do Cálculo da Proporção de Pobres

A metodologia utilizada nesta tese parte da idéia sugerida nos artigos de Sala-i-Martin (2002a, 2002b) que calcula o número de pobres e a taxa de pobreza a partir da integral da função densidade gerada pela distribuição empírica dos dados amostrais. Todavia, ao contrário daquele autor, que constrói a função densidade utilizando uma função kernel da distribuição de renda, o procedimento adotado foi utilizar das informações acerca das distribuições que apresentaram melhor ajuste encontradas no capítulo anterior.

Vale observar, que para chegar as várias distribuições, algumas “hipótese” precisaram ser feitas. Primeiro, a despeito da existência de cerca de 5% de valores de renda iguais a zero na amostra, optou-se em trabalhar somente com valores positivos, uma vez que isso causava um viés para esquerda no formato da distribuição, com repercussão acerca do ajuste dos dados. É claro, que com esse procedimento, estamos considerando que os valores de renda zero constitui em erro amostral, no sentido que os indivíduos, ou famílias que declararam não receber renda, na verdade, não devem ter renda fixa direta, ou devem perceber algum tipo de renda mensal indireta e de caráter variável. Além disso, pode ser que na semana de referência da pesquisa esses indivíduos ou famílias não tenham recebido efetivamente renda em espécie, mas receberam algum tipo de auxílio ou benefício público ou privado, sem o qual não poderiam sobreviver. Afinal, indivíduos podem até apresentar renda zero (desempregados), mas isso não pode ocorrer para todos os indivíduos que residem em um dado domicílio por um período de tempo mesmo que seja curto.

Para computar as taxas de pobreza deve-se dividir a integral da função densidade entre 0 e a renda que define a linha de pobreza e indigência, tal como definido em Sala-i-Martin (2002b).

$$R_t = \frac{\int_0^P f_y(\ln y_{jt}) dj}{\int_0^\infty f_y(\ln y_{jt}) dj} \quad (1)$$

onde, $\ln y$ é a renda do estado j , no tempo t e P é a linha da pobreza. O número de pobres pode ser calculado simplesmente multiplicando-se a taxa de pobreza pela população.

Para o cálculo da razão das duas integrais acima adotou-se o software MAPLE, o qual permite uma solução para as integrais pela substituição dos parâmetros estimados da função densidade (pelo Bestfit).

TABELA 8
Linhas de Pobreza Ajustadas – 1998 e 2002

Regiões e Estados	Linhas de pobreza (R\$)	Linhas de pobreza (R\$) Ajustada	
		1998	2002
Norte			
Belém	103,65	5.6158	5.4763
Urbano	90,35	5.3725	5.3677
Nordeste			
Fortaleza	100,60	5.4981	5.5438
Recife	146,12	5.9025	5.8718
Salvador	132,95	5.8587	5.8429
Urbano	89,30	5.3983	5.4394
Minas Gerais / Espírito Santo			
Belo Horizonte	126,10	5.7271	5.7349
Urbano	84,78	5.3246	5.3365
Rio de Janeiro			
Metrópole	150,80	5.9147	5.9309
Urbano	93,82	5.4260	5.4378
São Paulo			
Metrópole	188,04	6.1606	6.1320
Urbano	120,16	5.6734	5.6852
Rural	75,59		
Sul			
Curitiba	124,13	5.6046	5.6454
Porto Alegre	96,20	5.3955	5.4210
Urbano	82,73	5.2198	5.2462
Centro-Oeste			
Brasília	171,44	6.0485	6.0030
Urbano	121,55	5.6260	5.6625

Fonte: Rocha (2003)

5.5 O Cálculo dos Indicadores Seleccionados

5.5.1 Os Indicadores de Desigualdade.

As distribuições de melhor ajuste, estimadas no capítulo anterior, possibilitam a partir de seus parâmetros e momentos o cálculo de indicadores de desigualdade de renda. De fato, os parâmetros gerados, quanto a sua localização, escala e formato, definem completamente cada distribuição de probabilidade que será utilizada. Assim sendo, considerando os quantis estimados, referentes a cada distribuição ajustada, se calculou a renda média de cada decil, para os anos de 1998 e 2002. Com isso pôde-se calcular as relações das rendas medias para os grupos pertencentes aos 10% mais ricos e 10 % mais pobres, os 20% mais ricos e 20% mais pobres e entre os 10% mais ricos e 40% mais pobres.

Os resultados apresentados nas Tabela 9 e 10, onde na primeira não se obteve as distribuições de melhor ajuste conforme o Teste K-S, enquanto na segunda com base no Teste A-D.

Com base nos resultados dispostos nas Tabelas 9 e 10, faz-se necessário as seguintes observações. Em primeiro lugar, ambos os resultados não diferem muito, até porque a maioria das distribuições que melhor se ajustam aos dados são idênticas para os dois teste.

Em segundo lugar, os indicadores calculados revelam diferenças bastante acentuadas entre os extremos da renda da população (como era de se esperar), sendo particularmente maior os indicadores para o ano de 1998 revelando uma melhora relativa da desigualdade para o ano de 2002. Na verdade, em termos individuais, observa-se uma relativa piora dos indicadores de desigualdade seleccionados, para os estados do Acre, Maranhão, Piauí, Bahia e Mato Grosso do Sul e melhora para os estados de Rondônia, Roraima, Amapá, Tocantins, Paraíba, Sergipe, Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina, Mato Grosso, Goiás. Sendo que para os estados do Ceará, Pernambuco, Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo, Rio Grande do Sul e Distrito Federal, não ocorre uma mudança em única direção para os três indicadores.

Em terceiro lugar, verifica-se que os estados do nordeste e o Distrito Federal são os estados que apresentam os piores indicadores, em ambas as Tabelas, e para ambos os anos, como tem sido a tendência da desigualdade brasileira nas últimas décadas.

TABELA 9

Indicadores de Desigualdade para os Estados Brasileiros 1998 e 2002,
Segundo as Distribuições Ajustadas Pelo Teste K-S

Estados	Indicadores de Desigualdade					
	1998			2002		
	rel 10/10	rel 20/20	rel 10/40	rel 10/10	rel 20/20	rel 10/40
RO	29,79	15,28	15,50	26,79	12,86	14,17
AC	29,21	14,39	15,39	41,45	18,26	19,89
AM	21,57	11,86	12,46	21,00	12,28	12,81
RR	26,85	14,33	13,09	17,63	10,40	12,01
PA	29,37	13,76	14,85	27,43	13,55	14,47
AP	27,60	14,48	14,13	18,07	10,63	10,50
TO	31,70	15,69	16,23	22,72	12,59	12,36
MA	20,97	10,45	11,88	25,74	11,76	13,32
PI	33,39	15,06	16,03	45,48	16,37	19,83
CE	29,54	14,90	15,76	35,09	14,28	15,24
RN	29,14	15,69	16,40	45,86	16,63	18,09
PB	32,17	18,02	18,70	31,86	14,14	16,48
PE	28,80	15,61	16,77	40,13	15,02	16,20
AL	28,85	13,67	14,73	29,90	12,40	14,40
SE	34,46	18,01	19,95	28,78	13,00	13,25
BA	29,06	14,90	16,27	40,24	15,76	16,93
MG	26,10	12,78	13,58	25,97	13,42	13,53
ES	31,95	15,76	15,07	29,10	15,84	14,46
RJ	27,24	13,02	13,67	22,71	11,60	12,04
SP	29,62	14,11	12,82	25,75	12,41	13,02
PR	35,82	14,73	17,13	23,24	11,75	11,95
SC	24,72	12,80	11,19	17,60	9,72	9,43
RS	29,19	13,62	13,57	26,57	12,76	13,68
MS	24,84	11,21	11,81	26,63	14,12	13,64
MT	28,46	12,82	15,51	23,80	11,89	12,50
GO	28,94	13,72	15,25	24,12	12,67	12,75
DF	43,46	20,52	19,63	42,70	21,97	21,76

Fonte: o autor

TABELA 10
Indicadores de Desigualdade para os Estados Brasileiros 1998 e 2002,
Segundo as Distribuições Ajustadas pelo Teste A-D

Estados	Indicadores de Desigualdade					
	1998			2002		
	rel 10/10	rel 20/20	rel 10/40	rel 10/10	rel 20/20	rel 10/40
RO	29,79	15,28	15,50	26,79	12,86	14,17
AC	29,21	14,39	15,39	41,45	18,26	19,89
AM	21,57	11,86	12,46	21,25	13,30	12,81
RR	26,85	14,33	13,09	17,63	10,40	12,01
PA	29,37	13,76	14,85	27,43	13,55	14,47
AP	27,60	14,48	14,13	18,20	10,63	10,69
TO	31,70	15,69	16,23	22,72	12,59	12,36
MA	20,97	10,45	11,88	25,74	11,76	13,32
PI	33,39	15,06	16,03	49,45	18,45	20,23
CE	29,54	14,90	15,76	35,09	14,28	15,24
RN	29,14	15,69	16,40	45,86	16,63	18,09
PB	32,17	18,02	18,70	31,86	14,14	16,48
PE	28,23	15,63	16,25	40,13	15,02	16,20
AL	30,03	14,96	15,58	29,90	12,40	14,40
SE	45,51	19,68	20,84	28,78	13,00	13,25
BA	31,40	15,88	17,01	40,24	15,76	16,93
MG	26,71	13,88	13,82	25,97	13,42	13,53
ES	31,10	15,63	15,55	29,10	15,84	14,46
RJ	27,24	13,02	13,67	22,71	11,60	12,04
SP	30,22	14,40	13,64	25,75	12,41	13,02
PR	35,82	14,73	17,13	23,24	11,75	11,95
SC	24,72	12,80	11,19	17,60	9,72	9,43
RS	29,19	13,62	13,57	26,57	12,76	13,68
MS	24,84	11,21	11,81	26,63	14,12	13,64
MT	28,46	12,82	15,51	24,15	12,48	12,86
GO	28,93	13,72	15,25	24,12	12,67	12,75
DF	43,46	20,52	19,63	42,64	21,97	21,73

Fonte: o Autor

5.5.2 O Indicador de Pobreza: proporção de pobres

Os resultados do cálculo da proporção de pobres é apresentado nas Tabelas 11 e 12, onde mais uma vez se optou adotar as distribuições de melhor ajuste para os Testes K-S e A-D. Entretanto, da mesma forma que para o cálculo dos indicadores de desigualdade acima, esse procedimento apresentou pouca variabilidade nos resultados. Assim, verifica-se, da mesma forma como para outras metodologias a grande magnitude da proporção de pobres para o país, em que pese à renda domiciliar. Assim, evidencia-se mais uma vez o grupo dos estados com maior proporção de pobres situados nas regiões nordeste, particularmente os estados da Bahia, Pernambuco. Também no outro extremo, verificou-se a baixa proporção de pobres, dos estados localizados no sul do país, como Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina, essa sendo um caso parte, diante da realidade brasileira.

Comparando-se os dois anos, percebe-se que em 2002 houve um grande aumento da proporção de pobres relativo a 1998 para todos os estados brasileiros, à exceção do estado de Tocantins, no qual o índice se mantém praticamente constante. Em alguns casos, como os estados da Bahia e Alagoas esse aumento foi muito significativo passando dos 25% entre os dois anos.

TABELA 11

Indicadores da pobreza urbana, segundo as unidades da Federação – 1998 e 2002

Segundo as Distribuições Ajustadas pelo Teste K-S

Estados	2002 (%)	1998 (%)
Norte		
Rondônia	7.38	4.52
Acre	10.51	7.30
Amazonas	9.42	
Roraima	11.05	9.0
Pará	12.01	10.92
Amapá	5.69	7.54
Tocantins	11.19	11.70
Nordeste		
Maranhão	19.47	16.56
Piauí	19.48	17.22
Ceará	19.34	13.92
Rio Grande do Norte	16.68	9.94
Paraíba	18.38	11.92
Pernambuco	32.62	28.79
Alagoas	23.28	15.53
Sergipe	14.10	13.94
Bahia	30.39	23.64
Sudeste		
Minas Gerais	14.28	10.39
Espírito Santo	6.87	6.67
Rio de Janeiro	14.30	11.13
São Paulo	15.23	13.13
Sul		
Paraná	8,02	7.04
Santa Catarina	1.06	1.69
Rio Grande do Sul	4.64	3.40
Centro-Oeste		
Mato Grosso do Sul	12.47	9.83
Mato Grosso	9.82	8.95
Goiás	12.85	12.09
Distrito Federal	14.35	10.63

Fonte: o autor

TABELA 12

Indicadores da pobreza urbana, segundo as unidades da Federação – 1998 e 2002

Segundo as Distribuições Ajustadas pelo Teste A-D

Estados	2002 (%)	1998 (%)
Norte		
Rondônia	7.38	4.52
Acre	10.51	7.30
Amazonas	10.46	
Roraima	11.05	9.0
Pará	12.01	10.92
Amapá	4.03	7.54
Tocantins	11.19	11.70
Nordeste		
Maranhão	19.47	16.56
Piauí	19.48	17.22
Ceará	19.34	13.92
Rio Grande do Norte	16.68	9.94
Paraíba	18.38	11.92
Pernambuco	32.62	26.89
Alagoas	23.28	16.00
Sergipe	14.10	15.68
Bahia	30.39	26.64
Sudeste		
Minas Gerais	14.28	11.68
Espírito Santo	6.87	6.25
Rio de Janeiro	14.30	11.13
São Paulo	15.23	13.03
Sul		
Paraná	8,02	7.04
Santa Catarina	1.06	1.69
Rio Grande do Sul	4.64	3.40
Centro-Oeste		
Mato Grosso do Sul	12.47	9.83
Mato Grosso	9.82	8.95
Goiás	12.85	11.86
Distrito Federal	14.35	10.63

Fonte: o autor

Pelo que foi mostrado nos capítulos 4 e 5, a desigualdade brasileira para o período compreendido entre os anos de 1998 e 2002, mantém as mesmas características apontadas no capítulo 2: altos níveis de pobreza absoluta; elevada desigualdade entre os extremos: ricos e pobres e diferenciação espacial dessa desigualdade. A partir do capítulo 6, serão apresentados diferentes modelos econométricos, para apontar as causas dessa desigualdade.

6 UM MODELO EXPLICATIVO RELACIONANDO CRESCIMENTO E DESIGUALDADE

6.1 Considerações Iniciais

O objetivo deste capítulo é o de apresentar algumas evidências empíricas acerca da desigualdade de renda brasileira, apontando alguns dos seus fatores determinantes, em especial, a partir de sua relação com o crescimento econômico. O capítulo foca a um estudo inicial com dados *cross-section*³², em que é testado mais de um modelo econométrico usando-se diferentes técnicas de estimação. Inicialmente são tecidas algumas considerações sobre os aspectos pertinentes aos dados utilizados e suas limitações, as quais também se aplicam para os capítulos seguintes.

6.2 Natureza, Deficiências e Premissas Acerca dos Dados a Serem Utilizados

Diferentemente de outros estudos, este se volta a analisar a desigualdade tendo por base o rendimento domiciliar urbano³³. Essa escolha deve-se à grande heterogeneidade da situação de bem-estar entre indivíduos situados nas zonas rural e urbana de um mesmo estado, o que poderia gerar resultados acentuadamente discrepantes ao se contrastar desigualdades. Acrescenta-se também, que quando se consideram os dados da PNAD, tomados como base de referência para o conjunto do estado, computa-se naturalmente o rendimento domiciliar do setor rural, o que pela sua baixa magnitude tende a por superestimar os indicadores de desigualdade.

Dessa forma, pretende-se centrar especificamente ao problema da desigualdade entre as populações urbanas do Brasil e, conseqüentemente, negligencia-se uma das características marcantes que descreve a chamada Curva de Kuznets, relacionada às disparidades urbano-rurais. Em decorrência disso, não serão utilizadas no modelo as variáveis que descrevem o comportamento e a dinâmica da agricultura, as diferenças de produtividade entre os setores

³² O ano de referência é 2001.

³³ De acordo com a definição do IBGE/PNAD, que incorpora três classificações: cidade ou vila, área urbanizada; cidade ou vila área não urbanizada e área urbana isolada.

agrícola e não-agrícola, bem como não será de relevância variáveis que denotem o grau de concentração da terra, como ressaltada em alguns artigos como Bourguignon e Morrisson (1998).

Além do mais, duas outras questões são importantes. Primeiro, o período escolhido para análise se volta para o final da década de 1990 e início da década de 2000. Assim sendo, se excluem os problemas relacionados às mudanças que a metodologia da PNAD sofrera ao longo das últimas décadas e, ao mesmo tempo, são atenuados os efeitos distorcidos que a inflação historicamente tivera sobre a distribuição de renda no país anteriores à segunda metade da década de 90. Efeitos distorcidos não só ex-post, mas também ex-ante porque afetam as decisões dos indivíduos, quanto à forma de obter renda e usá-la no consumo ao longo do tempo (especialmente quanto aos intervalos de recebimentos). Particularmente, certos instrumentos financeiros acabam por servir de proteção à renda daqueles com maior nível de renda, mas que não estão disponíveis para grande parte da população, especialmente a população assalariada do setor privado.

Uma outra consideração a ser feita é que será considerada somente a renda domiciliar positiva. As justificativas, para essa decisão são várias. Em primeiro lugar, porque nenhuma família pode viver em um domicílio cuja renda seja igual a zero. Em segundo lugar, os indivíduos que não possuem qualquer tipo de remuneração em espécie podem receber algum tipo de redistribuição dos membros da família. Todavia, isso não ocorre se a renda domiciliar é zero. Os resultados da amostra que apontam a renda domiciliar como zero podem ser encarados como um erro da amostra, ou mesmo o número de famílias que recebem renda indireta ou não-monetária.

6.2.1 Deficiências dos Dados

Por restringirem a confiabilidade das medidas de desigualdade em refletir a real dimensão das assimetrias de renda, as deficiências contidas nos dados oficiais têm sido uma objeção constante principalmente daqueles que se dispõem a estudar essa situação em países em desenvolvimento (Ahluwalia, 1974).

São muitas as imperfeições e deficiências que os dados da PNAD apresentam, especialmente quando são utilizados para se aferir à desigualdade de renda brasileira. Essas limitações já foram assinaladas por vários autores como Hoffman (1975, 1999, 2000), Langoni, (1976), Hoffman e Kageyama (1986), Reis e Paes de Barros (2000), entre outros. Uma vez que

as imperfeições e deficiências de dados podem afetar sobremaneira e restringem a análise dos resultados, são apontados a seguir os efeitos de algumas delas.

i) Deficiência no Conceito de Renda Auferido:

Segundo Reis e Paes de Barros (2000), a renda informada em pesquisas como a PNAD e o Censo Demográfico corresponde a algo em torno de 85 a 95% ao rendimento do trabalho, incluindo-se tanto a renda direta derivada de salários e rendimentos por conta própria, como também categorias de renda indireta como no caso do *pro-labore* dos empregados. Além disso, excluem-se várias formas de salários indiretos que são recebidos por trabalhadores contratados na forma de benefícios como: assistência médica, escola, verbas de representação ou mesmo rendas implícitas³⁴ (Langoni 1976) como, por exemplo, o auto-consumo no setor agrícola e a alimentação fornecida a trabalhadores domésticos e da construção civil.

Também poderiam ser incluídos outros tipos de renda indireta que são transmitidas pelo governo, especialmente às camadas mais pobres da população como serviços de educação, saúde, habitação, saneamento, transportes entre outros. Entretanto, pode-se supor que o caráter de acesso universal desses serviços não deveria alterar os índices de desigualdade.

Outra limitação é o fato de a renda auferida na PNAD misturar tanto os conceitos de renda pessoal e renda pessoa disponível (Hoffman, 1975), como contabilizarem grande medida somente à parte do rendimento que é considerado fixo. De fato, os indivíduos baseiam as suas respostas na média desse rendimento fixo.

Também existe uma certa dificuldade, segundo Langoni (1976), de se auferir em rendas não-contratuais como comissões, gorjetas, entre outras, que por atingir ocupações tanto em camadas de rendimento alto como baixo cria um efeito ambíguo sobre a distribuição da renda, e, portanto, não se pode afirmar a priori qual seria seu efeito sobre a desigualdade.

Quando se trabalha com rendimento familiar ou domiciliar um outro aspecto a considerar é que, em geral, espera-se que o tamanho da unidade familiar diminua à medida que a renda se eleve, o que significaria, *coeteris paribus*, que um aumento percentual na renda monetária resultaria em um aumento efetivo da renda real mais do que proporcional às famílias localizadas

³⁴ As rendas implícitas correspondem aos fluxos reais de bens e serviços que não têm uma contrapartida monetária direta.

nos percentis superiores. Porém, seria possível também que, apesar do tamanho da família ser maior nos níveis mais baixos, o número de dependentes que trabalha nestas famílias também seria maior do que naquelas de renda mais elevada. (Langoni, 1976).

Com relação a essas observações, pode-se, ainda, fazer as seguintes ponderações. Em primeiro lugar, o fato da renda do trabalho ser efetivamente a renda informada na maioria dos casos, está diretamente relacionado ao seu caráter de rendimento fixo, em que as pessoas baseiam as suas previsões de recebimentos. Portanto, esses dois fatos são indissociáveis e levam a uma subestimação da desigualdade efetiva da renda, pois não computam a renda derivada de outras fontes, normalmente variáveis, principalmente a renda financeira e a renda derivada da propriedade que são apropriadas em grande parte pela população mais rica.

Por outro lado, como a amostra se restringe ao setor urbano, a exclusão do auto-consumo não leva a subestimação da renda agregada das camadas mais pobres da população alocada no setor primário, o que poderia ocorrer, se a renda do setor rural estivesse sendo considerada. Também, como estamos trabalhando com o conceito de renda domiciliar, as transferências de renda entre indivíduos da mesma família ou que tem algum tipo de parentesco no domicílio, não tem papel relevante. Ademais, a própria denominação de renda utilizada neste trabalho (domiciliar) exclui a renda auferida pelos trabalhadores domésticos que trabalham ou residem neste domicílio, mas que não têm laços familiares (não são agregados).

Quanto às transferências governamentais, em verdade, estas serão considerados na variável gastos sociais, bem como infra-estrutura. Vale observar, como o fez Langoni, (1976), que o efeito redistributivo líquido dessa soma algébrica é difícil de se obter, já que pelo lado da renda alta concorre uma estrutura tributária progressiva (impostos diretos como o Imposto de Renda) e regressiva ao mesmo tempo (impostos indiretos) e pelo lado das rendas baixas, os programas sociais (governamentais) recaem positivamente sobre a renda desta parcela da população.

ii) Subestimação das Rendas Altas

A subdeclaração dos rendimentos altos é uma das principais limitações da PNAD. Segundo ressaltam Hoffman e Kageyama (1986), esses rendimentos englobam basicamente a omissão das rendas ocasionais e o rendimento variável derivada de outras fontes de renda que não

o salário, mas que são recebidos desproporcionalmente pelos estratos de renda mais alta. Aqui se inclui desde os rendimentos ilegais ou não-declarados para fins de imposto de renda, a rendimentos típicos do sistema financeiro ou mesmo da propriedade.

iii) Período de Auferição da Renda

A principal limitação deste estudo e todos os que se baseiam em pesquisas amostrais temporais é a não consideração do conceito de renda permanente, que está, portanto, livre de flutuações transitórias e que seria o conceito mais adequado para se determinar o nível de desigualdade. Além do mais, como este viés incide mais em regiões ou estados em que o crescimento econômico é elevado, isto também teria um efeito de distorcer as comparações regionais, na medida em que existam diferenças nas dinâmicas das economias dos estados e regiões do país.

iv) Outras Imperfeições

Outra imperfeição é quanto à variância das horas trabalhadas. Ela pode refletir variações voluntárias nas horas trabalhadas, o que por sua vez, pode significar escolhas intertemporais entre trabalho e lazer, ou mesmo de investimento em capital humano pelo trabalhador. O problema aqui, como assinalou Langoni (1976), é a dificuldade de se saber a priori qual a proporção dos trabalhadores em tempo parcial que resultou de escolha voluntária, e a qual foi imposta pelo mercado de trabalho. Assim, a variância das horas trabalhadas não pode ser calculada e este é um fator extremamente importante para distorcer o grau de desigualdade real.

6.3 O Modelo Teórico

O modelo teórico proposto diz respeito ao elenco de possíveis explicações para a desigualdade e, particularmente, para a desigualdade brasileira e sua relação com o crescimento econômico. Tal modelo, de acordo com as variáveis selecionadas, relaciona desigualdade e crescimento a três conjuntos de variáveis: i) as que estariam ligadas às características físicas da

população e que, pode-se dizer, são atributos das mesmas e como vimos têm importante reflexo em sua remuneração no mercado de trabalho; ii) as que estariam ligadas às características adquiridas da população residente nos estados como, por exemplo, as variáveis que denotam o nível de instrução dessa população, bem como àquelas representativas de sua alocação no mercado de trabalho; iii) as que estariam ligadas ao próprio dinamismo da economia do estado em que a população residente se insere como: infra-estrutura local, investimento, PEA, população ocupada, grau de abertura e mesmo “qualidade” das importações e exportações.

O modelo teórico genérico, na forma de um sistema de equações é sintetizado nas funções a seguir:

$$i = f(CI, CA, AE) \quad (1)$$

$$y = h(AE, CA) \quad (2)$$

onde, i = uma medida de desigualdade da renda domiciliar, no caso, o coeficiente de variação da renda;

y = PIB dos Estados;

AE = vetor que descreve o ambiente econômico, e a própria dinâmica da economia estadual em relação à economia nacional (grupo 1).

CI = vetor de variáveis que representam as características inatas da população residentes no estado (grupo 2) ;

CA = vetor de variáveis que representam as características adquiridas da população, inclusive, no mercado de trabalho residentes no estado (grupo 3).

O modelo teórico proposto é especificado na forma de duas equações: uma equação para o crescimento econômico e outra para a desigualdade da renda, segundo as variáveis selecionadas apresentadas no Quadro 3 a seguir.

QUADRO 3

Descrição das Variáveis Seleccionadas

Símbolo	Variável	Fonte de dados Originais
Variáveis Dependentes		
Incoefv	Coeficiente de Variação da renda domiciliar	PNAD/IBGE
lnpib	PIB do Estado	PNAD/IBGE
Variáveis Independentes		
ga	Grau de abertura dos estados	Min. Ind. E Com.
pei	Proporção dos bens industrializados exportados	Min. Ind. E Com.
pii	Proporção dos bens industrializados importados	Min. Ind. E Com.
prpe	Partição do PIB do estado no PIB do Brasil	SIDRA/IBGE
gspc	Proporção das despesas do estado em gastos sociais	Tesouro Nacional
ptrf	Proporção das transferências federais p/ o estado	Tesouro Nacional
san	Proporção de domicílios que possuem saneamento	PNAD/IBGE
ivpo	Investimento estadual por população ocupada	IPEADATA
pfem	Proporção de mulheres residente no estado	PNAD/IBGE
pprp	Proporção de ind. pretos e pardos residentes no estado	PNAD/IBGE
id	Idade média da população residente no estado	PNAD/IBGE
rsupa	Relação entre a proporção de indiv. analfabetos e indiv. com educação superior residentes no estado	IBGE/IPEA
rinse	Relação entre a proporção de indiv. empregados no setor industrial e de serviços residentes no estado	PNAD/IBGE
rfpcp	Relação da Proporção de indiv. Empregados como Funcionários Públicos e Indiv. que Trabalham por Conta Própria residentes no Estado	PNAD/IBGE
pocu	Proporção de ind. ocupados residentes no estado	PNAD/IBGE
ppea	Proporção de indivíduos pertencentes a pea residentes no estado	PNAD/IBGE
recsc	Relação da proporção de empregados com e sem carteira residentes no estado	PNAD/IBGE
htpo	Horas trabalhadas por população ocupada por estado	PNAD/IBGE
mehtb	Média das Horas Trabalhadas	PNAD/IBGE

Fonte: o autor

As duas variáveis dependentes são o PIB do estado e o coeficiente de variação da renda domiciliar. Estas duas variáveis expressas em logaritmo natural.

O primeiro grupo de variáveis independentes denota a dinâmica econômica do estado e sua relação com o país. São elas: Participação do PIB do Estado no PIB do Brasil - prpe; Investimento Estadual por População Ocupada – ivpo; Grau de Abertura – ga; Proporção dos

Bens Industrializados em relação aos Bens Importados e Exportados – pii e pei ; Proporção das Despesas do Estado em Gastos Sociais – gspc; Proporção das Transferências Federais para o estado – ptrf.

As duas primeiras variáveis são auto-explicativas. A terceira variável consiste no investimento estadual realizado no período, normalizado pela população ocupada.

O grau de abertura foi calculado da maneira mais convencional como a soma do total das exportações e importações de cada estado em proporção ao seu PIB. Por sua vez, as variáveis pei e pii foram calculadas como a soma dos bens manufaturados e semi-manufaturados, exportados e importados, em relação ao total das exportações e importações, respectivamente, realizadas em cada estado. As três variáveis foram calculadas a partir do Balanço de Pagamentos de cada estado, com base nas informações do Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio.

A variável Gastos Sociais per capita foi calculada a partir da despesa realizada pelos estados nas seguintes áreas de atuação: Educação e Cultura, Habitação e Urbanismo, Saúde e Sanamento, Trabalho, Assistência e Previdência e Transporte. A soma total foi normalizada pela população residente no estado. De igual modo, a Proporção das Transferências Federais para o Estado, foi calculada considerando as transferências realizadas no período. Importante dizer que as transferências incluíram tanto as transferências correntes como as transferências de capital. Para ambas as variáveis, a fonte de dados foi o Ministério da Fazenda/Secretaria do Tesouro Nacional/Coordenação Geral das Relações e Análise Financeira dos Estados e Municípios - COREM.

A variável referente ao saneamento – san denota a dotação de infra-estrutura no estado. Ela foi calculada como a proporção de domicílios onde é provido de forma adequada aquele bem semi-público: saneamento. No caso foi considerado como adequado àquele domicílio que possui rede coletora ou fossa séptica, segundo a própria classificação da PNAD/IBGE.

O segundo grupo de variáveis incluem as variáveis que denotam as características inatas da população e foram obtidas junto aos microdados da PNAD/IBGE. Aqui estão reunidas as variáveis que denotam “gênero” e “raça”.

A variável gênero foi definida como a proporção de mulheres no total da população em cada estado – pfem. Enquanto que a variável raça foi adotada como a proporção de indivíduos pretos e pardos (somados) residentes no estado – pprp.

O terceiro grupo de variáveis agrupa todas aquelas que descrevem as características que são adquiridas ao longo do tempo pela população: experiência, educação, e as características do mercado de trabalho.

A variável experiência no trabalho foi verificada a partir da proxy idade média dos moradores residentes em cada estado – id.

Quanto as variável educacional, optou-se por considerar a relação entre os dois extremos desse atributo: a proporção de indivíduos analfabetos e a proporção de indivíduos com nível superior. Os indivíduos analfabetos compreendem a proporção de indivíduos com no máximo um ano de estudo e à proporção de indivíduos com ensino superior que compreende a proporção de indivíduos que possuem pelo menos 15 anos de estudo. Em ambos os casos, adotou-se somente a população pertencente a PEA – População Economicamente Ativa.

Importante dizer que ao se adotar essa divisão nos níveis educacionais acima, associa-se, implicitamente, a hipótese forte de que os indivíduos, naquele estágio educacional, tenham acumulado seus anos de estudo sem ter havido repetência. Porém o que atenua nessa hipótese é o fato que o percentual de repetentes é maior nos níveis educacionais mais baixos. Além do que, se essa hipótese superestimar o nível educacional em cada estado, o fará de maneira uniforme para todos os estados.

Por outro lado, decidiu-se não considerar uma variável que denote investimento em educação, devido às várias falhas que essa variável apresenta em efetivamente expressar uma melhora da performance dos alunos e do nível educacional da população³⁵.

Para verificar o efeito da segmentação no mercado de trabalho, foram divididos dois grupos de variáveis: o grupo setorial que identifica em que setor de atividade se encontra o indivíduo ocupado e o grupo posição na ocupação que verifica a situação do indivíduo no mercado de trabalho, sendo para essa última divisão se adotou duas outras subdivisões: uma quanto à precariedade das relações de trabalho e outra quanto ao emprego no setor público e informal.

Na primeira divisão se considerou como variável a relação entre a proporção de indivíduos que trabalhavam no setor industrial relativo a proporção de indivíduos que trabalhavam no setor de serviços no ano de referência, para o trabalho principal e pessoas com idade igual ou superior a 10 anos. Seguindo a classificação adotada na PNAD/IBGE, foram

³⁵ A esse respeito ver Hanusek (1996).

agrupados no setor industrial, os indivíduos ocupados nos seguintes ramos de atividade: indústria de transformação, indústria da construção e outras atividades industriais; enquanto que no setor serviços, foram reunidos os indivíduos ocupados nos ramos: comércio de mercadorias, prestação de serviços, serviços auxiliares da atividade econômica, transporte e comunicação social.

Na segunda divisão, a primeira classificação diz respeito à relação entre a proporção de indivíduos que trabalhavam na administração pública: funcionário público (três esferas) e militar e a proporção de indivíduos que trabalhavam por conta própria, enquanto que a segunda versa sobre a relação entre a proporção de empregados (domésticos ou não) com e sem carteira de trabalho assinada. Também, em ambos os casos, as variáveis se reportam à ocupação no trabalho principal, no ano de referência, para pessoas com idade igual ou maior de 10 anos.

Além disso, foram usadas as variáveis: proporção de indivíduos pertencentes a PEA – *ppea*; a proporção de indivíduos ocupados – *pocu*; a média das horas trabalhadas – *mehtb*; e horas trabalhadas por população ocupada – *htpo*. Todas calculadas a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Por fim, é importante frisar que a razão de se trabalhar com as variáveis na forma de proporção, deveu-se fundamentalmente ao fato de que nessa forma se retira o efeito escala da variável em sua forma original, que reflete o tamanho da população em cada caso.

As variáveis selecionadas acima, na estrutura do modelo teórico proposto, dá lugar ao seguinte par de equações.

$$y = f(ga, gspc, ptrf, ivpo, pocu, mehtb, pii, pei, rsa) \quad (3)$$

$$i = h(rfpccp, pfem, prpb, id, recsc, rsa, htpo, ptrf, ppea, rinse, san, prpe) \quad (4)$$

onde, y = PIB;

i = Coeficiente de Variação

grupo1: ga = grau de abertura;

$gspc$ = gastos sociais per capita;

$ptrf$ = proporção da transferência federal para os estados;

$ivpo$ = investimento por população ocupada;

$pocu$ = proporção da população do estado ocupada;

mehtb = média de horas trabalhadas;
 pii = participação de bens industrializados no total das importações;
 pei = participação de bens industrializados no total das exportações;

grupo 2: pfem = proporção de mulheres residentes;
 prpb = proporção de pretos e pardos residentes;

grupo 3: rfpcp = relação entre os trabalhadores empregados como funcionários públicos e os trabalhadores que trabalham por conta-própria;
 id = idade média da população residente;
 resc = relação da proporção dos trabalhadores ocupados com e sem carteira assinada;
 ppea = proporção população pertencente a PEA;
 rinse = relação da proporção entre os indivíduos ocupados nos setores industrial e de serviços;
 san = proporção dos domicílios com saneamento adequado;
 htpo = razão do número de horas trabalhadas anuais por população ocupada;
 prpe = participação relativa do PIB do Estado no PIB nacional
 rsa = relação da proporção de pessoas ocupadas com nível superior em relação a proporção de pessoas analfabetas;

Espera-se que o PIB seja positivamente relacionado com o grau de abertura - ga, bem como, a princípio com a qualidade das importações – pii, e a qualidade das exportações – pei. Explica-se que pelo lado das importações o sinal será positivo desde que isso indique algum tipo de transferência tecnológica para o estado, entretanto, esse sinal poderá mudar se essa proporção de bens industrializados importados tiver um impacto negativo sobre a indústria doméstica produtora desse tipo de bem e por essa via sobre o PIB. Por sua vez, pelo lado das exportações se espera um sinal positivo, porque os bens industrializados agregam um maior valor adicionado aos bens exportados por cada estado.

A variável investimento foi normalizada pela população ocupada e não em termos per capita, porque entende-se que a população ocupada, seja no mercado formal seja no mercado

informal é aquela que efetivamente contribuí para a formação do PIB. Desse modo, espera-se que o investimento por população ocupada – ivpo tenha uma correlação positiva com o PIB.

Ainda dentro do raciocínio acima, decidiu-se não utilizar estatísticas oficiais de emprego para o estado, como Cagede e Rais, uma vez que elas se voltam apenas para o mercado formal, subestimando a contribuição para a formação do PIB dos trabalhadores que atuam no mercado informal. Portanto, optou-se como variável que denote emprego a proporção de indivíduos, pertencentes a PIA (com 10 anos ou mais), ocupados por estado – pocu. Nesse caso, espera-se também uma correlação positiva com o PIB.

Complementar à variável emprego acima, que expressa a quantidade de pessoas que trabalham em cada estado relativo a sua população, acrescentou-se uma variável que denote o quanto essa população ocupada trabalha. Essa variável é dada pela média de horas trabalhadas – mehtb - por estado, que também deve ter uma correlação positiva com o PIB.

Uma outra variável que também se espera tenha uma correlação positiva com o PIB é a variável proporção de transferências federais para cada estado. De fato, quanto maior a participação relativa dos estados, nas transferências federais, maior deverá ser o PIB, uma vez que aumenta a poupança pública e, por conseguinte a capacidade de investimento do estado.

A variável educação foi disposta como a relação das proporções entre dois níveis educacionais que se pode dizer extremados, uma com influência positiva sobre o PIB, a proporção de indivíduos com nível superior, e a outra com influência negativa sobre o PIB, a proporção de indivíduos analfabetos. Na forma disposta, o numerador da razão – rsa - é a proporção de indivíduos com nível superior, dessa forma, quanto maior a razão maior o PIB.

Por fim, da forma como foi definida, a variável gastos sociais per capita – gspc, espera-se que quanto maior os gastos sociais per capita maior seja o rendimento da população em termos do seu trabalho e, portanto, maior seja o PIB. Entretanto, uma série de problemas com relação à própria aplicação das políticas públicas pode desvirtuar esse caminho, tal que a influência dos gastos públicos sociais pode ser negativa sobre o PIB.

De fato, problemas como de focalização das políticas sociais, corrupção e mau gerenciamento dos recursos aplicados, pode criar problemas de ineficiência que resultam em um efeito não positivo do ponto de vista agregado sobre o PIB. Ademais, existe sempre a possibilidade que indivíduos se acostumem com doações e outros benefícios públicos e não se

empenhem em trabalhar, um problema de *moral hazard*, que como se sabe compromete a eficiência econômica.

O efeito parcial da influência de cada variável que descreve as características inatas e adquiridas da população, inseridas na equação 4, depende de como cada fator isolado afeta a média e a variância da distribuição de renda.

As variáveis *pfem* e *pprp* captam a influência do gênero feminino e da raça sobre a desigualdade de renda. Devido à existência de discriminação no mercado de trabalho brasileiro em ambos os casos, o efeito dessas variáveis sobre a desigualdade vai depender de qual fator for mais forte: uma menor média e ou uma maior variância da renda da população residente. Se o efeito dominante for a de uma menor renda média, então, espera-se que a desigualdade caia, caso contrário se o efeito dominante for de uma maior variância da renda, então, o efeito sobre a desigualdade será positivo.

A variável idade média – *id* assume a forma quadrática como é recomendado pela literatura e é definida como a média da idade da população em idade ativa. Espera-se, nesse caso que a forma quadrática decorra com um sinal negativo para *id* e positivo para id^2 , indicando que a desigualdade primeiro cai para depois se elevar com a idade. A explicação para isso é que como se partindo da idade das pessoas com 10 ou mais anos, à medida que a idade aumenta ocorre tanto um incremento da renda média quanto uma redução da variância. Entretanto, esse efeito se inverte, quando os indivíduos alcançam uma certa idade, no qual a renda média passa a cair e variância diminua menos do que proporcionalmente a essa queda na renda média, ou mesmo passe a se elevar.

Quanto as variáveis denotam segmentação no mercado de trabalho, e de acordo com cada definição, pode-se esperar o seguinte. Para a variável relação da proporção de empregados com e sem carteira – *recsc*, como em média os empregados os primeiros ganham maiores salários, espera-se que uma diminuição dos empregados com carteira e/ou um aumento dos empregados sem carteira – o que vêm ocorrendo no caso brasileiro – tenha um efeito de reduzir à renda média, ao mesmo tempo, que diminua a variância. Assim sendo, o efeito final dependerá de qual influência for mais forte. É possível até que o efeito da variância prevaleça, se a diferença da renda média entre esses dois segmentos não for muito grande.

Outra variável também ligada à posição no mercado de trabalho é a relação entre a proporção de indivíduos ocupados como funcionário público – aqui se incluiu os funcionários

públicos estatutários e os militares – e os indivíduos que trabalham por conta própria. Aqui, como em média, os funcionários públicos ganham mais do que os indivíduos que trabalham por conta própria, então, um aumento do número de indivíduos que trabalham por conta própria em relação aos funcionários público, diminui a média de rendimentos, mas diminui a dispersão da renda. Mais uma vez tudo dependerá de qual dos efeitos prevalecerá.

A última variável para verificar o efeito da segmentação no mercado de trabalho, agora quanto ao ramo de atividade, foi à relação entre os empregados ocupados pertencentes a PIA que trabalham no setor industrial relativo ao setor de serviços - *rinse*. Como, em média, os trabalhadores que se ocupam no setor de serviços recebem melhores salários do que àqueles empregados no setor industrial, uma elevação na proporção desses primeiros deverá aumentar a renda média concomitante a um aumento de sua dispersão. O efeito final será decorrente de qual dessas forças prevalecerá.

A variável *ppea* diz respeito à proporção da população do estado que faz parte da PEA e pertencentes a PIA. Assim, potencialmente quanto maior o número desses indivíduos que podem trabalhar, maior a quantidade de indivíduos que devem contribuir para a renda domiciliar e, portanto, menor deveria ser a desigualdade. No entanto, esse raciocínio é válido somente se o rendimento desses indivíduos, ou a maioria desses não puxe a média para baixo, mais do que diminua a dispersão de renda.

A variável educação – *rsa* - na forma como antes definida, deve ter um impacto positivo sobre a desigualdade, uma vez que quanto maior a proporção de indivíduos com nível superior com relação aos indivíduos analfabetos – que é uma parcela muito superior da população, maior a desigualdade, porque o aumento na dispersão dos rendimentos será proporcionalmente maior do que o aumento de sua média. Se o contrário ocorrer, isto é, um aumento proporcionalmente maior da média em relação à variância, então a relação será negativa.

O número de horas trabalhadas normalizado pela população ocupada tem um efeito definido sobre a desigualdade. De um lado, faz subir a média dos rendimentos, de outro faz diminuir a sua variabilidade, desse modo o efeito combinado será uma queda da desigualdade.

A variável proporção das transferências federais para o estado, teria um efeito sobre a desigualdade que não poderia ser definido a priori. Tudo dependeria de quais grupos da população esta se apropriando da maior parte dessas transferências, o grupo situado entre os indivíduos de renda alta, ou o grupo situado entre os indivíduos de renda baixa. Se o for para o

primeiro grupo, isso denotaria um comportamento de *rent-seeking*, que é muito comum em países em desenvolvimento e, que não se distânciam muito da realidade brasileira. Vale dizer, que como as transferências citadas incluem tanto as transferências correntes, como as transferências de capital, inclusive, para os fundos públicos de financiamento de investimento em bancos e agências governamentais é de se esperar que em termos do montante em valor, uma maior parcela de indivíduos ricos receba esses recursos, de modo que sua relação com a desigualdade seja positiva. Assim, se esse for o caso as transferências públicas federais para o estado tenderia a aumentar a dispersão dos rendimentos bem mais do que o efeito que teria sobre o crescimento de sua média.

O impacto da variável saneamento (adequado) sobre a desigualdade seria negativo. Essa influência seria esperada tanto pelo fato que a variável saneamento pode ser uma variável de “capital humano” uma vez que melhora as condições de vida da população, ou para usar um outro termo em voga, melhora o capital social; como também essa variável pode ser entendida como de infra-estrutura física existente no estado, o que tem um efeito de atrair investimentos, emprego e indiretamente diminuir a desigualdade. De fato, espera-se que a desigualdade possa viabilizar um aumento da renda média, mas, sobretudo, uma diminuição da dispersão.

A variável participação do PIB do estado no PIB do Brasil não teria também um impacto definido sobre a desigualdade. Espera-se que quanto mais rico seja o estado, maiores as externalidades positivas que o estado venha a trazer sobre os que nele residem. Assim, maior deverá ser a renda média da população, mas também menor a variabilidade da renda recebida pelos residentes. Se isso é verdade, dessa maneira, o efeito combinado pode vir a diminuir a desigualdade.

6.4 O Modelo Econométrico

6.4.1 A Especificação do Modelo Econométrico

A definição da forma funcional seguiu o estabelecido pela literatura sobre a desigualdade, particularmente, as equações mincerianas de salários, em que a variável dependente aparece na forma de logaritmo natural, enquanto que as variáveis independentes em sua forma bruta. Além disso, como estamos trabalhando com proporções e, para alguns casos a variável é zero, não se

aplicaria o logaritmo a variável independente. Também na especificação da fórmula funcional foi adicionado o termo quadrático a variável proxy para experiência como assim sugere a teoria pertinente.

Chegou-se à definição das variáveis relevantes a partir da hipótese apriorística de quais variáveis deveriam ser testadas, conforme sugerido pela literatura como está disposto no modelo teórico.

Ademais, devido à possibilidade de endogeneidade “sugerida” pela simultaneidade entre a variável dependente e algumas das variáveis das independentes, foi realizado o Teste de Hausman. No caso específico se considerou a possibilidade de simultaneidade entre o $\ln pib$ e rsa e entre o $\ln pib$ e $ptrf$ na equação de crescimento e entre $\ln cofv$ e rsa na equação de desigualdade. Os resultados encontram-se na Tabela 14.

Com relação as variáveis testadas: rsa e $ptrf$, utilizou-se como instrumento para a realização do teste, as variáveis: proporção de universidades por estado – $puniv$ e o número de universidades per capita – $univpc$ para a variável rsa ; e a porcentagem de indivíduos que vivem abaixo da linha de pobreza por estado – $plpob$ e a proporção de municípios “excluídos” por estado – $excm$ para a variável $ptrf$.

Vale dizer, que para todas as variáveis usadas como instrumentos, foi verificada a pertinência ao vetor de variáveis explicativas, bem como a significância da variável instrumental, relativo à projeção linear da variável endógena sobre todas as variáveis exógenas e a variável instrumental (no caso a 1%).

O modelo na sua forma final ficou definido pelas equações (3) e (4) do modelo teórico. As duas equações a serem estimadas ficaram:

$$\ln cofv = \beta_1 + \beta_2 rfpcp + \beta_3 pfem + \beta_4 pprp + \beta_5 id + \beta_6 id^2 + \beta_7 rsa + \beta_8 htpo + \beta_9 ptrf + \beta_{10} ppea + \beta_{11} rinse + \beta_{12} recsc + \beta_{13} prpe + \beta_{14} san + \varepsilon \quad (5)$$

$$\ln pib = \delta_1 + \delta_2 ga + \delta_3 inpo + \delta_4 ptrf + \delta_5 gspc + \delta_6 pocu + \delta_7 pii + \delta_8 pei + \delta_9 rsa + \mu \quad (6)$$

com os termos μ e ε representando, os termos estocásticos assumidos i.i.d.

6.4.2 Testes de Heterocedasticidade e Hausman

As Tabelas 13 e 14 a seguir apresentam o teste de Heterocedasticidade – teste de White e o teste de endogeneidade – teste de Hausman aplicável para o caso.

TABELA 13
Teste de White para as Equações de Crescimento e Desigualdade

Estatística	Eq. Crescimento	Eq. Desigualdade
F-statistic	1,5583	0,3092
Obs*R-squared	19,2710	15,2558

Fonte: o autor

TABELA 14
Teste de Hausman para Endogeneidade

Variável/Instrumento	Resíduos	
	Eq. Crescimento	Eq. Desigualdade
rsupa - univpc	0,2465	
ptrf - plpob	0,1293	
ptrf- excm	0,1155	
rsupa-puniv		0,4744

Fonte: o autor

Os resultados das Tabela 13 e 14, quando comparados aos valores críticos das estatísticas de teste (a um nível de significância de 5%) indicam, que não se rejeitam a hipótese nula de homocedasticidade em ambas as equações, bem como a não-presença de endogeneidade no modelo a ser estimado.

6.4.3 Definição dos Métodos de Estimação

Para captar a relação entre crescimento e desigualdade, foi utilizado um modelo na forma de equações simultâneas e estimado através dos Mínimos Quadrados em Três Estágios (MQ3E).

Nesta estrutura, as variáveis $\ln\text{coefv}$ e $\ln\text{pib}$ são endógenas e as variáveis rfpcp , pfem , rpbpp , id , id^2 , recsc , ppea , rinse , san , htpo , prpe , rsa , ptrf na primeira equação; e ga , inpo , prtf , gspc , pocu , pii , pei , rsa , mehtb , na segunda equação, são pré-determinadas.

Isso significa que se aplicarmos a condição de ordem para identificação obtém-se que:

$$K - k > m - 1 = 20 - 13 > 1 \quad (\text{eq. 1})$$

$$= 20 - 9 > 1 \quad (\text{eq. 2})$$

Onde,

m = número de variáveis endógenas em uma dada equação;

K = número de variáveis pré-determinadas no modelo;

k = número de variáveis pré-determinadas em uma dada equação.

Logo, a condição de ordem é satisfeita. Além disso, a condição de *rank*, suficiente para a identificação também é satisfeita, pois em ambas as equações, pelo menos um dos coeficientes das variáveis (predeterminadas) excluídas naquela equação, mas incluída na outra é diferente de zero (Wooldridge, 2003).

TABELA 15
Resultado das Estimações para o Modelo de Equações Simultâneas (MQ3E)

Variáveis Independentes	Variável Dependente		“Estatísticas”	
	Lnpib	Lncofv		
c	15,7617** (2,2553)			
ga	1,3181** (0,4539)			
ivpo	-0,0002* (0,0002)			
ptrf	25,0407** (2,7327)	15,2569** (1,2944)		
pocu	6,1762** (2,1670)			
mehtb	0,0520*** (0,0265)			
pii	-1,5080** (0,4560)			
pei	0,2557* (0,2276)			
gspc	-0,0021+ (0,0011)			
rsa	6,3708** (0,6962)	-1,9361** (0,4529)		
lncofv	-0,2838* (0,1818)			
rfpcp		1,3288** (0,1806)		
pfem		5,3355** (0,6149)		
prpb		-1,2939** (0,2524)		
idm		-1,8243** (0,1208)		
idm ²		0,0329** (0,0022)		
recsc		-0,2126** (0,0460)		
ppea		3,2207** (0,3412)		
rinse		-0,6828** (0,2390)		
san		-0,9604** (0,0769)		
prpe		-0,6484*** (0,3126)		
htpo		-0,0229** (0,0026)		
lnpib		-0,1754** (0,0248)		
“R-sq ² ”			Eq.1 0,9690	Eq.2 0,9852
Chi2			Eq.1 863,65	Eq.2 1923,79

Obs: Os termos em parênteses referem-se aos erros-padrões; * não significantes; ** significantes a 1%; *** significantes a 5%; + significantes a 10%.

6.4.4 Resultados Empíricos

Na Tabela 14 são apresentados os resultados da estimação, considerando o MQ3E. Percebe-se pelos os resultados das estimativas que o modelo possui um bom poder explicativo para as variáveis selecionadas. Na equação de crescimento apenas as variáveis: investimento por população ocupada – ivpo, e proporção de bens industrializados no total exportado – pei não são significantes, enquanto para a equação de desigualdade todas as variáveis são significantes ao nível de significância de 1%, com exceção da variável participação do PIB estadual no PIB Nacional – ppre que é significativa a 10%. Ademais, todas os sinais dos coeficientes estão de acordo com o previsto pela teoria, com exceção da estimativa para ivpo, que como referido não é significativa.

A primeira implicação desse resultado é a influência do crescimento econômico sobre a desigualdade brasileira. Por outro lado, confirma-se como já se tinha levantado no capítulo 3, a presença das características observadas no mercado de trabalho, bem como a influência de fatores decorrentes do ambiente macroeconômico como determinantes dessa desigualdade.

A Análise de cada estimativa individual, como ressaltado pelo modelo teórico, precisa ser feita em consonância a como cada variável explicativa afeta os dois elementos que compõem o coeficiente de variação: média e desvio-padrão.

Numa análise de cada estimativa individualmente, observa-se que a discriminação por sexo – pfem faz aumentar a desigualdade, enquanto que a discriminação racial – pprp diminui a desigualdade. A explicação para isso pode ser pensada da seguinte forma. Para a variável pfem, a desigualdade aumenta porque o efeito sobre a redução da média é acompanhado pelo efeito sobre o aumento da dispersão. Por isso, a magnitude expressiva dessa variável. Todavia, para a variável pprp, o efeito seria exatamente o contrário: o efeito sobre a diminuição da média seria menor do que o efeito sobre a diminuição da dispersão. Além disso, esse resultado indica que o efeito redutor da média é significativamente maior em função do gênero do que da raça.

O efeito da educação – rsa – sobre a desigualdade também foi negativo, reforçando a suposição teórica de que o aumento na proporção de indivíduos com nível superior relativo ao de analfabetos deve levar a um aumento da média da renda maior que o aumento de sua dispersão. Com efeito contrário quando aumenta a proporção de analfabetos relativo a proporção de indivíduos com nível superior: queda da média, do que a diminuição da dispersão.

No âmbito da segmentação do mercado de trabalho, ressalta-se o sinal negativo da relação entre os empregados com e sem carteira – recsc – bem como da relação entre a proporção de empregados no setor industrial em relação aos empregados no setor de serviços – rinse –. No primeiro caso, isso pode ter ocorrido em virtude do efeito da queda variância ter prevalecido sob a redução da média, enquanto que no segundo caso, justamente o contrário, isto é o efeito do aumento da média foi superior a um aumento da variância da renda.

Quanto à relação da proporção dos funcionários públicos para com os empregados por conta própria houve um aumento da média de rendimentos, menos do que proporcional ao aumento da dispersão, tal que a desigualdade aumentou.

A variável ppea apresentou um sinal positivo, tal que uma maior proporção de indivíduos pertencentes a PEA, devido a agregarem uma maior parte de indivíduos com baixo rendimento, puxam a média para cima, porém menos do que proporcionalmente ao aumento de sua dispersão.

A variável idade – id – apresentou o sinal conforme esperado, com a estimativa bruta apresentando sinal negativo e a estimativa ao quadrado um sinal positivo. Ocorre que até uma certa idade a dispersão diminui mais do que proporcionalmente ao aumento da média, depois a dispersão passa a crescer mais do que o aumento da média.

Da mesma forma, comportou-se conforme o esperado o sinal negativo das variáveis san, htpo e prpe. Essa última, reforçando a evidência de que os estados mais ricos relativamente são os que apresentam menor desigualdade.

Por fim, há de ressaltar na equação de desigualdade o sinal positivo e de magnitude significativa da variável ptrf, o que pode estar relacionado, com uma utilização dos repasses públicos do governo federal de maneira indevida, ou na apropriação desses recursos por um número proporcionalmente maior de indivíduos com renda acima da média. Isso pode indicar um comportamento de *rent-seeking* de grupos situados nos estados que se apropriam dos recursos públicos transferidos. Assim, mesmo considerando que isso possa provocar um aumento da renda média, o efeito sobre a dispersão da renda é muito maior.

Com relação à equação de crescimento os sinais negativos dos coeficientes: gspc, e pii, também podem indicar efeitos distorcivos na aplicação das políticas públicas em favor dos ricos. De um lado, pode estar havendo um problema de focalização na aplicação dos recursos públicos em políticas sociais, tal que isso crie problemas de ineficiência e incentivo. De outro, pode ser que a importação de uma maior quantidade de produtos industrializados, crie dificuldades para o

produtor nacional em comercializar seu produto de característica similar ao importado e mesmo isso reflita uma maior demanda de produtos industrializados que atende um consumo supérfluo das camadas mais ricas da população, sem criar nenhum efeito interno positivo, em termos tecnológicos.

Todavia, revelam-se os sinais esperados das estimativas para as variáveis ga , $mehtb$, $pocu$, rsp e $ptrf$, sendo que essas últimas variáveis com magnitudes bastante expressivas.

O conjunto de resultados acerca da desigualdade apresentados neste capítulo é importante, porque demonstra que o efeito das variáveis explicativas sobre a variável dependente se relaciona com a média e a variância (dispersão) dos rendimentos. Assim, verifica-se que é perfeitamente possível que uma determinada política social que tenha como resultado elevar a média da renda pode, entretanto, ter um efeito não esperado sobre a dispersão, tal que como efeito final se tenha um aumento e não uma diminuição da desigualdade como esperado a priori pela política social. Também de grande relevância é observar que o crescimento econômico atenua a desigualdade de renda, pelo menos para o conjunto da amostra. Outras implicações desse resultado, entretanto, são exploradas no capítulo 7 a seguir.

7 EXTENSÕES DO MODELO

7.1. Considerações Iniciais

Os resultados do modelo apresentado no capítulo 6 sugerem algumas extensões quase que inevitáveis. A primeira delas é decorrente da natureza da variável dependente utilizada no modelo – coeficiente de variação – uma vez que é o resultado da relação de outras duas variáveis que denotam momentos da distribuição: a média e o desvio-padrão. Desse modo, pode-se verificar como as variáveis explicativas selecionadas afetam essas duas medidas e se elas corroboram as interpretações dadas para a relação de cada variável explicativa com a variável dependente. A segunda delas é saber como os fatores explicativos apontados no capítulo anterior influenciam a desigualdade de renda, para diferentes percentis da distribuição de renda.

Quanto à primeira extensão, verificar-se-á mediante a aplicação do método de estimação MQ3E, como as variáveis explicativas afetam o logaritmo natural da média e do desvio-padrão da renda domiciliar dos estados.

A segunda extensão explorará o poder explicativo das variáveis selecionadas para diferentes quantis da distribuição de renda de cada estado, aplicando-se também MQ3E, só que estendendo a amostra em cada caso até àquele percentil e não o aplicando para cada quantil em particular.

7.2. Um Modelo Explicativo para a Média e a Variância

A Tabela 16 a seguir apresenta os resultados das estimações feitas por MQ3E, usando a mesma estrutura de equações do modelo do capítulo 6, tendo na equação de desigualdade as variáveis dependentes o logaritmo natural da média e do desvio-padrão.

TABELA 16
Resultado das Estimações para o Modelo MQ3E para a Média e Desvio-Padrão

Variáveis Independentes	Variável Dependente			
	Lnpiib	Lnmed	Lnpiib	Lndp
c	9,303** (3,288)	8,264** (1,682)	16,983** (2,945)	16,049** (1,827)
ga	0,803+ (0,448)		1,160*** (0,498)	
ivpo	4,54e-06* (0,0001)		-5,05e-05* (0,0002)	
ptrf	25,998** (2,692)	0,212* (1,208)	23,871** (2,876)	4,804** (1,277)
pocu	3,428* (2,391)		6,108** (2,377)	
mehtb	-0,023* (0,028)		0,032* (0,031)	
pii	-1,316** (0,455)		-1,397** (0,503)	
pei	0,026* (0,237)		0,287* (0,246)	
gspc	-0,005** (0,0001)		-0,003** (0,001)	
rsa	2,360* (1,596)	0,727+ (0,428)	6,931** (0,981)	1,053** (0,447)
lnmed/ln dv	1,828** (0,601)		-0,077* (0,394)	
rfpcp		0,494** (0,168)		0,771** (0,179)
pfem		-1,110*** (0,559)		0,874* (0,610)
pprp		-0,434+ (0,231)		-0,215* (0,252)
idm		-0,285** (0,108)		-0,827** (0,119)
idm ²		0,005* (0,002)		0,015** (0,002)
recsc		-0,044* (0,042)		-0,063* (0,046)
ppea		1,801** (0,320)		3,039** (0,342)
rinse		-0,153* (0,220)		0,007* (0,238)
san		0,057* (0,071)		-0,547** (0,075)
prpe		-0,223* (0,287)		-0,397* (0,313)
htpo		0,014** (0,002)		-0,003* (0,003)
lnpiib		0,089** (0,023)		0,013* (0,025)
“R-sq”	0,9657	0,9567	0,9651	0,9638
Chi2	835,53	664,76	750,37	768,26

Obs: Os termos em parênteses referem-se aos erros-padrões; *não-significantes; ** são significantes a 1%; *** significantes a 5%; +significantes a 10%.

As estimativas obtidas tendo como variáveis dependentes o logaritmo natural da média e o logaritmo natural do desvio-padrão confirmam os resultados (interpretações) do modelo do capítulo 6, pelo menos para as variáveis estatisticamente significantes.

Para a variável *ptrf*, verifica-se um aumento da dispersão da renda muito superior ao aumento da sua média, confirmando seu efeito positivo sobre a desigualdade.

Quanto a variável *pfem*, confirma-se à que a média decresce concomitante a um aumento do desvio-padrão, de forma que ambos os efeitos se reforçam para elevar a desigualdade. Todavia, para a variável *pprp*, ainda que se verifiquem os sinais conforme o esperado, para a média e desvio-padrão, essa segunda estimativa é não-significante.

Para as variáveis que denotam idade (média) dos moradores os resultados indicam, que ocorre uma queda da dispersão proporcionalmente maior que uma queda da média (se bem que não-significante) – descrevendo o sinal negativo de *id* e um aumento da média, proporcionalmente menor do que o aumento da dispersão – descrevendo o sinal positivo de id^2 , de modo que se conforma o padrão de comportamento descrito pela desigualdade (coeficiente de correlação) apresentado no capítulo anterior – uma parábola no formato de “U”.

Quanto ao comportamento da média e desvio-padrão em relação à influência das variáveis *rfpcp*, e *ppea*, corrobora-se, também, os resultados anteriores. Nos dois casos, ocorre um aumento da dispersão maior do que o aumento da média, de maneira que a desigualdade aumenta com cada uma dessas variáveis.

Quanto as variáveis *htpo* e *san*, também estão de acordo com o esperado, com o comportamento da média e desvio-padrão corroborando as explicações dadas no capítulo anterior. Entretanto, no primeiro caso, a estimativa da variável sobre o desvio-padrão é não-significante, enquanto que no segundo caso, é a estimativa da variável sobre a média que é não-significante.

Por fim, o efeito da variável *rsa* quanto à elevação da média e a dispersão também estão de acordo com esperado. Todavia, se reveste de importância também o efeito dessa variável (*rsa*) sobre o crescimento e como este – *lnpib* influencia a média e a variância da renda, uma vez que seu efeito final sobre a desigualdade é resultado do seu efeito composto: sua atuação sobre o crescimento e desigualdade simultaneamente. Assim, observa-se que a média da renda se eleva proporcionalmente mais do que o desvio-padrão com o *lnpib*, para uma influência sempre positiva de *rsa* sobre essas duas variáveis. É pelo efeito composto, do aumento da média

diretamente por *rsa* e indiretamente pelo aumento do *lnpib*, em magnitude mais do que proporcional ao aumento direto e indireto do desvio-padrão que a desigualdade diminui com *rsa*.

Vale observar que as demais variáveis não se mostraram significantes quanto ao seu efeito sobre a média e o desvio-padrão isoladamente, daí porque não foram analisadas.

7.3. A Desigualdade Entre os Diferentes Estratos da Renda (domiciliar urbana) dos Estados.

Reveste-se de importância à verificação de como os fatores explicativos apontados no capítulo anterior influenciam a desigualdade, não mais para o conjunto amostral – o coeficiente de correlação, calculado considerando a amostra integral da renda domiciliar para cada estado – mas para alguns grupos da divisão da renda. De fato, torna-se de interesse saber, por exemplo, quais as variáveis explicativas, que influenciam a desigualdade no grupo pertencente até o primeiro percentil e no grupo pertencente ao primeiro decil da renda, que correspondem as separatrizes da renda onde se concentram, respectivamente, os indigentes e os pobres da população. Do mesmo modo é importante saber se a exclusão do grupo dos 5% mais ricos da amostra tem algum efeito sobre os resultados do modelo comparado à amostra completa.

A verificação da influência das variáveis explicativas selecionadas é feita para os percentis 1, 10, 25, 50, 75 e 95 e é apresentada na Tabela 17.

Observa-se que para o primeiro percentil, somente as variáveis *rsa*, *pprp*, *idm*, *idm2*, *ppea*, *rinse*, *ppre*, *htpo* e *lnpib*, são estatisticamente significantes na explicação da desigualdade dentro desse percentil da renda dos estados. Não obstante, no conjunto das variáveis significantes, as variáveis *ppre* e *lnpib* apresentam sinal contrário ao verificado para a amostra completa. No primeiro caso, isto indica, portanto, que a maior participação relativa do PIB estadual no PIB nacional, tem como efeito aumentar a desigualdade entre a parcela mais pobre da população (indigentes). Isto pode significar que os pobres se beneficiam de maneira diferente do “efeito riqueza” do estado, de modo que o efeito positivo sobre a média da renda dessa camada da população é menor do que o aumento de sua variância (dispersão).

Maior relevância, diz respeito à mudança do sinal da variável *lnpib* (para com a amostra completa), apontando que o crescimento eleva a desigualdade entre os 1% mais pobres. Isto

denota que para essa camada da população o crescimento eleva a média da renda, menos do que sua dispersão.

Quando a amostra é estendida para o décimo percentil, os 10% mais pobres da população, as variáveis selecionadas significantes se alteram. São significantes agora: ptrf, pfem, pprp, idm, idm2, san e lnpiib. Todavia, se invertem os sinais das variáveis idm e idm2 e san, onde as variáveis que denotam a idade média da população descrevem agora uma parábola na forma de um “U-invertido” e não mais na forma de um “U” e, a variável saneamento que causa agora um efeito positivo sobre a desigualdade e não mais negativo. No primeiro caso, num primeiro momento à medida que idade (média) cresce, a média da renda deve estar crescendo menos que a variância, mantendo esse comportamento até uma determinada idade quando passa a ocorrer o inverso. Por seu turno, o efeito positivo do saneamento sobre a desigualdade, pode refletir que, um maior acesso ao saneamento entre os pobres cause um aumento na média de rendimentos menor que a variância nesse percentil.

Também de grande relevância nesse percentil é o sinal negativo da estimativa do lnpiib. Assim sendo, o crescimento tem como efeito elevar a média da renda mais do que proporcionalmente a sua dispersão, tal qual ocorre para a amostra completa, tendo como efeito final uma queda da desigualdade.

Para os percentis 25, 50 e 75, o poder explicativo do modelo decresce significativamente, em que pese a existência de poucas variáveis independentes estatisticamente significantes.

Com relação aos percentis 25 e 50, estes apresentam como variáveis explicativas significantes comuns as variáveis san e ppea. A variável san, em ambos os casos, mantém o sinal positivo, o que denota que essa variável contribui para o aumento da desigualdade. No percentil 25 acrescenta-se como variável significativa, e com o sinal esperado, a variável recsc.

Para o percentil 75 a variável san mantém sua influência positiva sobre a desigualdade. Entretanto, três outras variáveis passam a serem significantes: rinse, ppre e htpo, todas mantendo o mesmo sinal negativo, verificado para com a amostra completa.

Por fim, quanto à extensão da amostra até o percentil 95, visualiza-se um maior poder explicativo do modelo – como era de se esperar – com boa parte das estimativas significantes a pelo menos 10% de significância, e com o sinal esperado – comparado com a amostra completa – com exceção das variáveis san e ppea. Esse resultado é bastante interessante, porque como as maiores assimetrias da renda média da população brasileira ocorrem entre os 5% mais ricos em

relação os 10%, 20% ou mesmo os 40% mais pobres, as variáveis não significantes para esse percentil: pfem, idm, idm2, rsa, e lnpiib mostram uma particularidade das disparidades de renda entre os ricos e o resto da população.

Assim sendo, pode-se afirmar que a discriminação por gênero é particularmente importante entre os ricos, de modo que a dispersão da renda entre homens e mulheres para esse grupo é maior que o próprio aumento da renda média, quando se inclui os 5% mais ricos na amostra. Vale observar que esse parece ser o caso também para os 1% mais pobres.

Raciocínio similar pode ser aplicado para a interpretação das variáveis que denotam idade (média), onde é insignificante seu efeito para percentil 95, mas quando se introduz os rendimentos das pessoas mais ricas se demonstra um padrão de comportamento que eleva a renda média mais do que proporcionalmente que a variância num primeiro momento, até uma certa idade, para depois a relação se inverter, com a renda média crescendo menos do que proporcionalmente à variância.

Também de importância destacada é a variável rsupa, que só é significativa para os 1% mais pobres. Não obstante, com a introdução dos 5% mais ricos na amostra novamente essa relação torna-se negativa e significativa. Esse comportamento talvez seja explicado pelo maior número de analfabetos no primeiro percentil e o maior número de indivíduos com nível superior para o grupo dos 5% mais ricos. Isto porque no primeiro percentil a variância da renda seria pequena, e menor do que a média que também seria baixa, enquanto quando se inclui os 5% mais ricos, ocorre um efeito grande sobre a média proporcionalmente maior do que sobre a variância.

Não menos relevante é verificar, também, que o efeito do crescimento sobre a desigualdade é significativo só para o primeiro percentil e amostra completa. Por essa via, a introdução dos 5% mais ricos na amostra tem um efeito de aumentar a média proporcionalmente mais o que a dispersão, tendo como resultado final uma queda da desigualdade.

Por fim, não se poderia deixar de frizar que os resultados para a equação de crescimentos para todos os quantis selecionados apresentaram, pouquíssima variação de suas estimativas – por isso mesmo foram omitidos na Tabela 17 – mantendo-se basicamente os resultados evidenciados para a amostra completa, tanto quanto à significância estatística de todas as estimativas menos das variáveis: ivpo, mehtb e pei, como também os sinais dessas estimativas significantes. Acrescenta-se também, que para todos os casos o R-sq girou em torno de 0,96.

TABELA 17

Resultado das Estimações para o Modelo MQ3E para Percentis Seleccionados: 1º, 10º e 95º.

	Variável Dependente					
	1º Percentil		10º Percentil		95º Percentil	
	Inpib	Incov	Inpib	Incov	Inpib	Incov
c	18,126** (2,988)	21,651*** (11,116)	16,258** (3,027)	-11,404* (8,063)	17,663** (2,465)	5,514* (3,651)
ga	0,897+ (0,499)		0,970+ (0,513)		1,369** (0,498)	
ivpo	0,0001* (0,0002)		-0,0001* (0,0001)		-0,0001* (0,0002)	
pocu	5,677*** (2,547)		5,84*** (2,967)		5,033*** (2,366)	
mehtb	0,013* (0,028)		0,039* (0,033)		0,0216* (0,0276)	
pii	-1,401** (0,485)		-1,394** (0,490)		-1,528** (0,486)	
pei	0,184* (0,299)		0,417+ (0,243)		0,362* (0,240)	
gspc	-0,004** (0,001)		-0,003** (0,001)		-0,003** (0,001)	
ptrf	23,884** (2,547)	0,283* (7,881)	23,544** (2,776)	20,272** (5,659)	22,728** (2,741)	5,821*** (2,541)
rsupa	6,801** (0,703)	-9,008** (2,762)	6,762** (0,759)	-0,195* (1,981)	7,146** (0,723)	-0,338* (0,890)
Incov	0,134* (0,1127)		-0,0403* (0,2328)		-0,433* (0,380)	
rfpcp		1,329* (1,097)		0,646* (0,792)		0,716*** (0,357)
pfem		5,351* (3,709)		6,627** (2,703)		-0,718* (1,222)
pprp		-2,632+ (1,533)		-1,796+ (1,109)		-1,241** (0,504)
idm		-2,515** (0,725)		1,156*** (0,524)		-0,232* (0,238)
idm ²		0,043** (0,013)		-0,022*** (0,009)		0,003* (0,004)
recsc		0,004* (0,279)		0,118* (0,203)		-0,282** (0,093)
ppea		8,842** (2,098)		-0,070* (1,501)		-1,155+ (0,684)
rinse		-3,004*** (1,457)		-1,322* (1,049)		-0,986*** (0,476)
san		-0,066* (0,466)		0,806** (0,332)		0,358*** (0,149)
ppre		3,104+ (1,895)		-0,910* (1,374)		-1,070+ (0,627)
htpo		-0,048** (0,016)		-0,018* (0,011)		-0,022** (0,005)
Inpib		0,332*** (0,151)		-0,400** (0,109)		-0,008* (0,049)
“R-sq”	0,9628	0,8452	0,9636	0,6357	0,9671	0,7572
Chi2	748,31	168,17	752,81	58,06	794,57	85,85

Obs: Os termos em parênteses referem-se aos erros-padrões; * não-significantes; ** significantes a 1%; *** significantes a 5% e + significantes a 10%.

TABELA 18

Resultado das Estimções para o Modelo MQ3E para Percentis Seleccionados: 25º, 50º, 75º.

	Variável Dependente					
	25º Percentil		50º Percentil		75º Percentil	
	lnpib	lncoev	lnpib	lncoefv	lnpib	lncoefv
c	18,846** (2,419)	-5,344* (3,478)	17,639** (2,429)	4,228+ (2,570)	16,845** (2,453)	-1,036* (2,655)
ga	1,179** (0,478)		1,088*** (0,501)		1,162*** (0,510)	
ivpo	0,0001* (0,0001)		0,0001* (0,0001)		-0,00001* (0,0001)	
pocu	5,125*** (2,219)		6,524** (2,366)		6,276** (2,427)	
mehtb	0,061*** (0,031)		0,040* (0,032)		0,0273* (0,0292)	
pii	-1,746** (0,487)		-1,621** (0,503)		-1,542** (0,513)	
pei	0,195* (0,235)		0,195* (0,249)		0,315* (0,257)	
gspc	-0,004** (0,001)		-0,004** (0,001)		-0,004** (0,001)	
ptrf	23,779** (2,624)	3,362* (2,421)	24,806** (2,940)	-0,873* (1,808)	23,587** (2,944)	1,965* (1,857)
rsa	6,01** (0,779)	-0,221* (0,849)	6,248** (0,582)	0,111* (0,634)	6,710* (0,871)	0,738* (0,650)
lncoev	1,004*** (0,459)		0,900* (0,582)		0,164* (0,484)	
rfpcp		0,278* (0,340)		0,049* (0,253)		0,173* (0,260)
pfem		1,181* (1,163)		0,207* (0,858)		0,072* (0,888)
pprp		-0,589* (0,479)		0,052* (0,354)		0,317* (0,366)
idm		0,179* (0,227)		0,085* (0,167)		-0,008* (0,173)
idm ²		-0,003* (0,004)		-0,002* (0,003)		-0,001* (0,003)
recsc		-0,236** (0,088)		-0,071* (0,065)		-0,103* (0,067)
ppea		1,672** (0,651)		0,858* (0,480)		0,303* (0,497)
rinse		-0,342* (0,453)		-0,533* (0,335)		-0,656+ (0,346)
san		0,695** (0,143)		0,451** (0,106)		0,485** (0,109)
ppre		-0,326* (0,596)		-0,121* (0,439)		-0,868+ (0,455)
htpo		0,005* (0,005)		-0,006* (0,004)		-0,009** (0,004)
lnpib		-5,344* (3,478)		-0,033* (0,035)		0,014* (0,036)
“R-sq”	0,9689	0,6483	0,9633	0,676	0,9644	0,7691
Chi2	852,54	51,10	749,11	62,35	745,96	95,14

Obs: Os termos em parênteses referem-se aos erros-padrões; * não-significantes; ** significantes a 1%; *** significantes a 5% e + significantes a 10%.

8 UM MODELO ALTERNATIVO

8.1. Considerações Iniciais

O objetivo deste capítulo é apresentar um modelo alternativo ao modelo proposto nos capítulos 7 e 8. Não se explora mais a relação entre crescimento e desigualdade, mas tão somente, no âmbito das variáveis selecionadas no modelo teórico anterior, seu poder explicativo para a desigualdade brasileira. Discute-se primeiramente a necessidade de utilização de dados em painel e ao final é feito um exercício considerando regressões quantílicas.

8.2. O Problema da Variável Omitida

Os estudos empíricos acerca da desigualdade de renda, e em particular, para o caso brasileiro, em consonância com as muitas assertivas teóricas³⁶, têm revelado a possibilidade de um elenco de variáveis potenciais bastante amplo para a explicação da desigualdade de renda brasileira interregional. Assim, para citar apenas como exemplo, Azzoni, Menezes-Filho, Menezes e Silveira Neto (2002) têm ressaltado a influência das chamadas variáveis geográficas e locais na determinação da convergência entre os estados e regiões brasileiras.

No contexto desta tese (capítulo 6), essas variáveis não foram consideradas, uma vez que o nosso objetivo se volta à desigualdade (urbana) dentro dos estados e, portanto, tais variáveis não teriam importância a priori, pois não representariam algum diferencial para os residentes em cada estado.

A suposição feita acima muda sobremaneira se agora a amostra passa a discriminar dentro de cada estado três diferentes localizações de áreas urbanas como definidas pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio - PNAD³⁷. Assim, é possível agora que essas variáveis designadas genericamente de geográficas sejam relevantes na explicação da desigualdade de renda entre os diferentes extratos urbanos nos estados.

³⁶ Discutido nos capítulos 1 e 2.

³⁷ Uma melhor definição será dada em seção posterior.

A não inclusão da variável geográfica no modelo, seja porque não tenha sido identificada, a priori, como relevante seja porque não se pode definir uma *proxy* a contento, ou porque signifique simplesmente uma variável não-observável³⁸, indica que estamos diante de um problema de variável omitida no modelo, o qual traz sérios danos às estimativas. Além do mais, esse problema é ainda reforçado, se admitirmos que com a introdução da dimensão tempo, outras variáveis explicativas relevantes não consideradas no modelo *cross-section* passam a ter influência sobre a desigualdade.

Como se sabe, a principal consequência do problema da variável omitida sobre o modelo é que se essa variável for correlacionada com alguma outra variável explicativa, isso cria uma correlação entre essa variável explicativa e o termo erro (para o qual seria inserida a variável omitida), tornando àquela variável explicativa endógena, e, portanto as suas estimativas viesadas e inconsistentes.

No contexto de uma única seção *cross-section*, a solução mais robusta para esse problema seria o uso de variáveis instrumentais, entretanto, quando se agrega a essa seção *cross-section* dados longitudinais, então, outras técnicas, com resultados significativos quanto à solução da endogeneidade, podem ser utilizadas, as quais serão discutidas a seguir. (Wooldridge, 2002, 2003).

8.3. O Modelo na Forma de Dados em Painel

Como assinala Wooldridge (2002), a presença de variável omitida, e conseqüentemente de endogeneidade se torna a própria motivação do uso de dados em painel.

No contexto dessa tese, como foi verificado no capítulo 6, em uma estrutura de um modelo com duas equações, uma relativa a crescimento e outra relativa à desigualdade, não haveria a necessidade de se utilizar qualquer técnica de estimação para dados em painel, uma vez que os testes de Hausman pertinentes as variáveis que poderiam apresentar a priori endogeneidade em cada uma das equações revelaram sua inexistência.

Isso poderia ser suficiente quanto aos resultados obtidos, se não fosse pela suspeição da possível presença de endogeneidade quando se introduz a dimensão temporal na análise. De fato,

³⁸ Uma variável não-observável pode simplesmente significar que não existem dados disponíveis para uma Proxy adequada. Esse parece ser exatamente o caso em questão porque a denominação das diferentes áreas urbanas utilizadas neste estudo a partir da amostra da PNAD não discrimina sua localização dentro do estado, de modo que possam ser identificadas as diferenças geográficas pertinentes às diferentes classificações urbanas.

como foi mencionado acima, algumas variáveis que podem ter influência sobre a desigualdade, só teriam relevância ao longo do tempo. Cita-se, por exemplo, a variável “status” ligada à mobilidade social, cujo efeito só se faz sentir ao longo do tempo. De fato, se pensarmos em estados cuja característica sócio-cultural implique em menor mobilidade social, com uma estrutura política, que resguarde o *status quo*, como em alguns estados do nordeste, isso pode ser um fator relevante na determinação das desigualdades de renda dentro dos extratos urbanos dos estados, mas que, no entanto, só aparece como um fenômeno temporal.

Na estrutura de dados em painel, as duas equações do modelo na forma *cross-section* do capítulo 6 dão lugar a uma estrutura com uma única equação, a ser especificada a partir da função:

$$\ln(\text{coefv})_{it} = f(CI_{it}, CA_{it}, AE_{it}) \quad (i=1, \dots, 54) \quad (1)$$

$$(t=1998, 1999, 2001, 2002)$$

onde, $\ln(\text{coefv})$ é o logaritmo natural do coeficiente de variação da renda, CI é um vetor de variáveis que representam as características inatas da população, CA é um vetor de variáveis que representam as características adquiridas da população, inclusive, no mercado de trabalho e AE é um vetor de variáveis que denotam o ambiente econômico e a dinâmica da economia estadual (em cada esfera urbana) em relação à economia nacional. Todas as variáveis relativas às categorias urbanas “i” como será definido em seção posterior para o ano t. Supondo a presença de uma variável omitida, a equação (1) poderia ser reescrita de um erro vo_i , com

$$\text{cov}[(CI_{it}, CA_{it}, AE_{it}), vo_i] \neq 0 \quad (2)$$

onde, vo_i seria a variável omitida, suposta aqui como não observável e que captura aqui todos os fatores invariante ao tempo que afetam a desigualdade de renda. E o erro u_{it} é chamado agora de erro idiossincrático, exatamente porque representa os fatores não observados que mudam tanto entre t, quanto entre i, isto é, ao longo do tempo e entre as unidades *cross-section*.

Se admitirmos que as variáveis referentes às características inatas não sofrem influência dos fatores geográficos e que as variáveis que descrevem as características adquiridas sofrem pouca ou nenhuma influência dos mesmos, ao longo dos cinco anos do período amostral (1998 a

2002), então, à correlação do vetor de variáveis explicativas observadas, que podem sofrer influência de variáveis omitida, estaria relacionado às variáveis que descrevem o ambiente econômico. Nesse caso, as variáveis dos vetores CI e CA permanecem como as variáveis exógenas, mas as variáveis do vetor de variáveis AE serão assumidas como endógenas.

É fácil perceber que com a variável omitida VO_i , o termo erro seria composto por dois componentes (por isso chamado de erro composto):

$$\mathcal{E}_{it} = vO_i + u_{it} \quad (3)$$

em que vO_i seria comum a todas as equações que compõem o painel, e, por isso, seria chamado de efeito individual, heterogeneidade individual ou efeito fixo (Hayashi, 2000). Na suposição que o erro idiossincrático u_{it} fosse não correlacionado com quaisquer das variáveis explicativas que compõem os três vetores de variáveis, ainda assim seria possível a correlação de vO_i com alguma variável explicativa, tornaria as estimativas produzidas por *pooled OLS* como viesadas e inconsistentes.

Assumindo a equação (3) como válida, o modelo empírico mais adequado a priori seria o de efeito fixo, também chamado de estimador *within*, em vez que a aplicação do método OLS ocorre no modelo transformado baseado em desvios de um grupo de médias (Hayashi, 2000), que usa a variação do tempo na variável dependente e dentro de cada unidade observação *cross-sectional* (Wooldridge, 2003).

Na suposição anterior de que as variáveis geográficas que representariam a variável omitida variam entre extratos urbanos dos estados, mas não no tempo, então, isso reforça que o modelo mais adequado a ser adotado seria o de efeito fixo. Isto significa que vO_i é tratado como um parâmetro a ser estimado em cada observação *cross-section* .

Para que seja estimado com as propriedades desejáveis para os estimadores o modelo precisaria de certas hipóteses adicionais. Dessa forma, com o intuito de verificar essas hipóteses mais facilmente, vamos reescrever o modelo na forma:

$$y_{it} = X_{it}\beta + v_i + u_{it} \quad (4)$$

onde, $y_{it} = \ln(\text{coefv})$, como antes e X_{it} é matriz de variáveis explicativas (composta dos vetores CA_{it} , CI_{it} , e AE_{it}) de ordem $i \times k$ e que contem as variáveis observáveis que mudam entre t , mas não entre i ; entre i , mas não entre t e entre i e t .

Nessa nova estrutura, uma hipótese adicional necessária em termos de inferência é a da exogeneidade estrita estabelecida em termos da expectativa condicional, qual seja:

$$E(y_{it} / x_{i1}, x_{i2}, \Lambda, x_{i20}, v_{oi}) = E(y_{it} / x_{it}, v_{oi}) = X_{it} \beta + v_{oi} = 0 \quad (5)$$

com $i = 1, 2, \dots, 20$

$t = 1998, 1999, 2001, 2002$.

No qual a segunda desigualdade explicita o sentido da exogeneidade estrita, qual seja, uma vez que x_{it} e v_{oi} sejam controladas, X_{is} não terá efeito parcial sobre y_{it} para $s \neq t$. Colocando em termos dos erros idiossincráticos essa hipótese pode ser ainda mais restritiva, tal que a não-correlação vá além do efeito contemporâneo, então:

$$E(x'_{it} u_{it}) = 0 \quad s, t = 1998, \dots, 2002 \quad (6)$$

Hipótese essa que é suficiente para a derivação de estimadores de efeito fixo consistentes.

Observe que o desenvolvimento do modelo de efeito fixo parte do princípio que VO_i é não correlacionado com cada uma das variáveis explicativa em todos os períodos. Se isso não ocorre, então qualquer transformação que elimine VO_i no modelo gera estimativas ineficientes. Assim, se não existe correlação entre VO_i e quaisquer das variáveis explicativas do modelo, isto é, $\text{cov}[(CI_{it}, CA_{it}, AE_{it}), VO_i] = 0$ um outro tipo de estimação adequada utilizada no perfil dos dados em painel, é o chamado modelo de efeito aleatório.

No caso do estimador de efeito aleatório da mesma forma que o de efeito fixo surge de uma transformação agora subtraindo cada variável explicativa de sua fração no tempo médio, a qual depende da variância do erro e da variância da variável omitida. Essa transformação permite o uso das variáveis explicativas que são constantes ao longo do tempo e resulta em um tipo de

modelo de Mínimos Quadrados Generalizado - GLS, que elimina a correlação serial nos erros e, portanto, o estimador de efeito aleatório é um tipo de estimador GLS factível (Woodridge, 2003).

Assim sendo, no modelo de efeito aleatório, outras hipóteses adicionais àquelas relativas ao modelo de efeito fixo são ainda necessárias. No modelo de efeito aleatório, à hipótese da exogeneidade estrita, deve ser imposta junto com a hipótese de ortogonalidade como:

$$E(u_{it} / x_i, v_{oi}) = 0 \quad t=1, \dots, 20 \quad (7)$$

$$E(v_{oi} / x_i) = E(v_{oi}) = 0 \quad (8)$$

com $x_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{i19})$

A segunda equação estabelece a condição de ortogonalidade entre v_{oi} e x_{it} e ela sempre é implicada pela hipótese de que os x_{it} são fixos e $E(v_{oi}) = 0$, ou pela hipótese de independência de x_{it} .

Essa estrutura é necessária porque o método do efeito aleatório explora a correlação serial no erro composto em uma estrutura de mínimos quadrados generalizados (GLS). Nesse contexto é necessário que a exogeneidade estrita se estenda entre as variáveis explicativas e o erro composto.

Também para garantir a consistência das estimativas GLS uma hipótese adicional é que $\text{rank}E(X_i' \Omega^{-1} X_i) = K$, no qual Ω tenha uma forma especial, para que os erros idiosincráticos u_{it} tenham uma variância incondicional constante ao longo de t e que sejam serialmente não correlacionados. E por fim, que $E(u_{it} u_{it}' / x_i, v_{oi}) = \sigma_u^2 I_{19}$ e $E(v_{oi}^2 / x_i) = \sigma_{vo}^2$. Isso quer dizer que as variâncias condicionais são constantes e as covariâncias condicionais iguais a zero. Em resumo isso garante uma estrutura homocedástica sobre o efeito não-observado v_{oi} .

Utiliza-se um painel não-balanceado, onde o mecanismo geral de estimação não se altera, uma vez que o pacote econométrico utilizado (stata 8.0) faz um ajustamento apropriado relativo a perda de um grau de liberdade para cada observação “cross-sectional” excluída no temp t .

Observe que todo desenvolvimento até aqui partiu do princípio que VO_i é não correlacionado com cada uma das variáveis explicativa em todos os períodos. Se isso não ocorre, então qualquer transformação que elimine VO_i no modelo gera estimativas ineficientes. Assim, se não existe correlação entre VO_i e quaisquer das variáveis explicativas do modelo, isto é,

$cov[(CI_{it}, CA_{it}, AE_{it}), VO_i] \neq 0$ um outro tipo de estimação adequada utilizada no perfil dos dados em painel, é o chamado modelo de efeito aleatório.

No caso do estimador de efeito aleatório da mesma forma que o de efeito fixo surge de uma transformação agora subtraindo cada variável explicativa de sua fração no tempo médio, a qual depende da variância do erro e da variância da variável omitida. Essa transformação permite o uso das variáveis explicativas que são constantes ao longo do tempo, e resulta em um tipo de modelo GLS, que elimina a correlação serial nos erros e, portanto, o estimador de efeito aleatório é um tipo de estimador GLS factível (Woodridge, 2003).

A decisão se o modelo mais apropriado é de efeito fixo ou aleatório é feita muitas vezes baseado na suposição a priori se o efeito não-observável (as variáveis omitidas) como um parâmetro a ser estimado, o que é o caso do efeito aleatório, ou não. Todavia, somente a comparação das estimativas, utilizando o teste de Hausman entre os dois resultados, pode fornecer um guia estatístico para essa escolha.

Sabe-se que o estimador de efeito aleatório é um estimador eficiente, enquanto que o estimador de efeito fixo é consistente, mas não eficiente. Todavia, se for violada a condição de ortogonalidade, então, não se garante que o estimador de efeito aleatório se mantenha, enquanto que o estimador de efeito fixo sim. Assim, o princípio por trás do teste de Hausman é considerar a diferença entre esses dois estimadores, o qual fornece sob certas hipóteses³⁹, uma estatística de teste com distribuição assintótica qui-quadrado com k graus de liberdade, que permite identificar qualquer falha na condição de ortogonalidade, a qual tornaria o estimador de efeito aleatório inconsistente.

8.3.1 Hipóteses Necessárias

Como já mencionado anteriormente o período temporal em estudo compreenderá os anos de realização da PNAD quais sejam -1998, 1999, 2001, 2002 - e que não sofreram alterações relevantes na sua metodologia. Além disso, como também ressaltado, nesse período a renda não sofrera influência de nenhum “choque” provocado por medidas de estabilização, bem como o próprio comportamento da inflação se manteve em certo nível de estabilidade, sem grandes

³⁹ A esse respeito ver Hayashi (2002).

alterações que nos levem a pensar em efeitos distorcidos significativos sobre a distribuição de renda na economia.

Outra questão relevante diz respeito à natureza dos dados utilizados no painel. De fato, utilizando o mesmo conceito anterior de renda urbana domiciliar, a classificação urbana passou a abranger três diferentes áreas segundo a classificação feita pela própria PNAD: urbana 1- cidade ou vila, área urbanizada; urbana 2 - cidade ou vila área não urbanizada; urbana 3 - área urbana isolada. Essa classificação se tornou necessária, uma vez que permitiu alargar o número de unidades espaciais consideradas no *cross-section*, em vez que a dimensão temporal era pequena, no caso somente 4 anos, o que gera resultados mais confiáveis para a estimação por dados em painel.

Todavia, como a amostra da PNAD para essas três áreas urbanas não compreende todos os estados, particularmente para a região norte se incluem informações apenas 2 estados na área 2 e nenhum na área 3 e para a região nordeste se incluem apenas três estados na área 2 e três na área 3, então, o painel formado é um painel desbalanceado.

Importante se ressaltar que para que possamos considerar as propriedades assintóticas dos estimadores é necessário que pelo menos uma das duas dimensões do painel, i e/ou t esteja indo apropriadamente para o infinito. Esse foi o principal motivo de trabalharmos na análise para dados no formato em painel, com uma subestratificação amostral dos dados da PNAD. Isso possibilitou podermos utilizar até três observações para cada estado. Por essa via no universo dos 27 estados brasileiros e considerando algumas restrições quanto aos dados disponíveis, foi possível se agrupar 54 observações *cross-section* para cada unidade temporal. Esse procedimento, longe de ideal, permitiu, entretanto, creditar, assumindo independência nas unidades *cross-section*, que a análise assintótica pudesse ser aplicada com razoável aproximação⁴⁰.

Com essa subdivisão amostral por estado, entretanto, ao contrário do que ocorreu nos capítulos empíricos anteriores, a interpretação dos dados, não se refere à desigualdade urbana dentro dos estados, mas aos substratos urbanos dentro destes.

Isso pode aparentemente parecer uma desvantagem, porém não foge ao objetivo principal desse estudo que é observar as causas da desigualdade de renda no contexto urbano dentro dos estados brasileiros.

Uma hipótese adicional utilizado foi quanto à adequação dos dados macroeconômicos para os estados referentes às suas parcelas para cada substrato urbano. Para tanto, procedeu-se

⁴⁰ Ver Wooldridge (2002), p.250-251.

um ajuste considerando o número de indivíduos constantes na amostra em cada subestrato das áreas urbanas consideradas acima pela PNAD.

Por fim, vale lembrar que as variáveis explicativas selecionadas são as mesmas utilizadas nos capítulos anteriores, nas várias versões dos modelos econométricos utilizados.

8.4 O Método das Variáveis Instrumentais

A intuição por trás do método de Variáveis Instrumentais (VI) é simples, e pode ser explicada da seguinte maneira (Davidson e MacKinnon, 1993). No modelo OLS, minimiza-se a distância entre y e βX , o qual conduz a estimativas inconsistentes quando alguma variável explicativa do modelo é correlacionado com o erro, entretanto no espaço n -dimensional no qual y é apenas um ponto é possível dividi-lo entre dois subespaços ortogonais βZ e $\beta^\perp Z$ (onde Z é matriz de instrumentos). Dessa maneira, as variáveis instrumentais minimizam somente a porção da distância entre y e βX , que cai sobre βZ , assintoticamente. Dado que u é independente de Z , como imposição teórica, qualquer correlação entre u e x_i deve cair sobre $\beta^\perp Z$, restringindo a minimização a βZ , isto, portanto, evita o efeito da correlação entre u e x_i .

O primeiro requisito para o uso de variáveis instrumentais é definir uma variável instrumental para a variável endógena do modelo. A escolha dessa variável deve cumprir alguns requerimentos para que se candidate como instrumento. Chamando z a variável potencial para instrumento, o primeiro requisito é que essa variável não seja correlacionada com o erro, ou seja, $\text{cov}(z, u) = 0$. O segundo requisito é que z seja correlacionado com a variável explicativa endógena, digamos x_k , ou seja, $\text{cov}(z, x_k) \neq 0$. Observa-se que isto implica que z não tenha nenhum efeito parcial sobre a variável dependente e implicitamente que z não seja correlacionado com outra possível variável omitida que afete a variável dependente (e que portanto, pertenceria a u).

A forma de se verificar isto é através da projeção linear da variável endógena contra todas as variáveis exógenas do modelo e o instrumento. Se esse apresenta correlação com z (um coeficiente não zero) então, z e x_k serão correlacionados.

Para visualizar isto suponha que o modelo estrutural seja da forma:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \dots + \beta_{k-1} x_{k-1} + u \quad (9)$$

Então, a projeção linear de x_j sobre todas as outras exógenas do modelo e dado por:

$$x_j = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \dots + \delta_{k-1} x_{k-1} + \theta_1 z + \lambda_k \quad (10)$$

com $E(\lambda_k) = 0$ e $\text{cov}(\lambda_k, x_1, \dots, x_{k-1}) = 0$ e $\theta_1 \neq 0$

Supondo que z cumpra os requisitos para instrumento, o modelo estrutural (9) pode ser reescrito como:

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 x + \dots + \alpha_{k-1} x_{k-1} + \eta z + v \quad (11)$$

onde, $v = u + \beta_k \lambda_k$, $\alpha_j = \beta_j + \beta_k \delta_j$ e $\eta_1 = \beta_k \theta_1$

Agora, portanto, na equação estrutural (26), os parâmetros do modelo são funções dos parâmetros do modelo original em que havia endogeneidade, entretanto, o erro (v), não se correlaciona mais com as variáveis explicativas, o que gera estimativas consistentes por OLS.

Vale ressaltar que não se pode, geralmente, se testar a hipótese de inexistência de correlação entre a variável instrumental e o erro (não-observável), daí apela-se ao comportamento econômico ou introspecção.

Observe que quando o instrumento z é válido, as hipóteses $\text{cov}(z, u) = 0$ e $\text{cov}(z, x_j) \neq 0$ servem para identificar os parâmetros β_j , o que quer dizer que se pode escrevê-las de formas de momentos populacionais que podem ser estimados via uma amostra de dados (Woodridge, 2003). Assim, o modelo pode ser reescrito como:

$$\ln(\text{coef}v) = \lambda_0 + \beta CI_{it} + \gamma CA_{it} + \omega AE_{it-1} + \nu o_i + \delta_{it} \quad (12)$$

Em que o vetor de z é dado pelas variáveis que descrevem o ambiente econômico defasadas um período, tal que, $\delta_{it} = u_{it} + \theta AE_{it}$,

Existem duas desvantagens no uso de variáveis instrumentais: o R^2 é sempre menor na estimação com variáveis instrumentais e, por outro lado, a amplitude nos intervalos de confiança para estimativas em VI são sempre maiores do que em OLS.

Além disso, Davidson e MacKinnon, 1993, chamam atenção que o maior problema do método de variáveis instrumentais é escolher a matriz de instrumentos. De fato, embora cada conjunto de instrumentos válidos produza estimativas consistentes, diferentes escolhas irão

produzir diferentes estimativas em qualquer amostra finita. Também importante é que a escolha de Z produza objetivos conflitantes entre gerar estimativas um pequeno viés e ineficiência das estimativas. Em geral, em amostras de tamanho moderado, o aumento do número de instrumentos tende a tornar o viés em amostras finitas pior.

Nesse contexto duas observações são importantes. Primeiro, que no modelo populacional as variáveis explicativas, por não serem correlacionadas com o erro são seus próprios instrumentos. Segundo, pode-se demonstrar que os requerimentos para que z seja um instrumento são condições necessárias e suficientes para que se resolva o problema de identificação do modelo, o que garante que a estimação gere estimativas consistentes.

No contexto de múltiplos instrumentos e mais de uma variável endógena o método dos mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E) fornece estimativas mais eficientes para o IV⁴¹. Em verdade, o estimador IV é geralmente computado em dois estágios, por isso comumente sua designação como uma aplicação do método de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E). O primeiro estágio consiste em regredir todas as variáveis explicativas endógenas de um sistema de equações sobre a matriz de instrumentos Z . Enquanto que no segundo estágio, cada equação é estimada por OLS após todas as variáveis endógenas (que aparecem no lado direito do modelo) tenham sido substituídas por seus valores ajustados das correspondentes regressões do primeiro estágio.

8.5 Resultados Empíricos

A Tabela 19 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas. Observe que como as variáveis são utilizadas na forma de proporções e/ou razões⁴², isso explica o porquê do valor negativo quanto ao valor mínimo da variável logaritmo natural do coeficiente de variação – Lncov , uma vez que em alguns casos o desvio-padrão é maior do que a média. Também se explica o valor mínimo zero para algumas variáveis quando o numerador da variável original é igual a zero. Esse o caso, por exemplo, da variável proporção de indivíduos com nível superior, que apresentou resultado zero, em alguns subestratos urbanos para alguns estados.

Um importante resultado, que pode ser visualizado a partir da Tabela 19, é acerca da variabilidade da variável dependente – Lncov . De fato, pela amplitude de seus valores mínimo e

⁴¹ Acerca das propriedades dos estimadores IV ver Wooldridge (2002).

⁴² Ou mesmo a razão entre proporções.

máximo, bem como seu desvio-padrão bem superior a sua média, percebe-se sua larga variação na amostra utilizada, ao contrário de outras medidas de desigualdade comumente utilizadas. O primeiro resultado empírico relevante é quanto ao Teste de Hausman. De fato, como a estatística de teste (22,36) é menor do que o valor crítico (a 5%) de uma estatística qui-quadrado com (k=20) graus de liberdade (31,41), então não se rejeitou a hipótese nula, de que a igualdade nos parâmetros é não sistemática, o que implica que o modelo indicado para a estimação é de efeito aleatório.

TABELA 19
Estatística Descritiva dos Dados

Variáveis	Estatísticas Descritivas				
	Max	Min	Média	Desvio-padrão	N
Lncof	2,0825	-2,4823	0,2239	0,7558	193
Rinse	2,0033	0	0,4420	0,3181	193
Pprp	1	0,0328	0,5473	0,2123	183
Recsc	4,7495	0	1,1519	0,7276	187
Rfpcp	2,9928	0	0,1295	0,1944	190
San	1	0	0,6419	0,2594	158
Pfem	0,8526	0,25	0,5223	0,0735	190
Imo	37,1539	16,5574	27,3829	2,9595	173
Imo2	1380,41	274,1476	758,5326	160,2759	173
Rsa	2	0	0,1295	0,1944	190
Peaa	0,8846	0,25	0,6306	0,0837	193
Htpo	11,8898	65,5194	38,8623	7,8366	192
Ptrf	0,00006	0,1178	0,0203	0,0254	193
PPre	0,00008	0,3469	0,0207	0,0521	193
Ga	0,0002	0,5667	0,0824	0,1204	193
Gspc	0,0009	3176,01	316,5046	569,8174	193
Pei	0	0,9920	0,3735	0,3758	193
Pii	0,0011	1	0,4722	0,4240	193
Pocu	0,5557	1	0,9267	0,0548	192
Mehtb	23,5060	47,80	39,2751	2,9252	193
Invpo	299,1516	5658148	401244,7	769769,7	193

Fonte: Dados originais PNAD – 1998,1999,2001,2002.

TABELA 20
Resultado da Estimação em Painel – Efeito Aleatório e Variáveis Instrumentais

Variável Dependente Ln(coefvar)		
Variáveis Independentes	Efeito Aleatório	Variáveis Instrumentais
c	-4,4158*** (2,1253)	-4,4887*** (2,1416)
ptrf	6,4382*** (2,9556)	6,6206*** (2,9976)
ga	-0,5488* (0,5245)	-0,5986* (0,5363)
ivpo	4,88e-08* (4,08e-08)	4,84e-08* (4,05e-08)
pii	0,7** (0,2018)	0,7084** (0,2037)
pei	0,4808*** (0,1928)	0,4913** (0,1961)
pocu	1,4163*** (0,6938)	1,4109*** (0,6993)
mehtb	0,0339*** (0,0155)	0,0338*** (0,0155)
gspc	0,00002* (0,00005)	0,00002* (0,00005)
rsupa	0,5437* (0,3662)	0,5313* (0,3658)
rfpcp	-0,0973* (0,1022)	-0,1007* (0,1023)
pfem	0,2635* (0,7229)	0,2755* (0,7219)
pprp	-0,7186** (0,2803)	-0,7489** (0,2837)
idm	-0,0866* (0,1330)	-0,0938* (0,1345)
idm ²	0,0010* (0,0025)	0,0011* (0,0025)
recsc	-0,2937** (0,0880)	-0,2979** (0,0889)
ppea	1,277** (0,4589)	1,2714** (0,4598)
rinese	0,1861* (0,1471)	0,1936* (0,1480)
san	0,2250* (0,1907)	0,2407* (0,1923)
ppre	-3,8669** (1,4831)	-3,9456** (1,5138)
htpo	-0,0153** (0,0053)	-0,0153** (0,0053)
R-sq within	0,3347	0,3458
between	0,7198	0,7190
overall	0,6356	0,6357

Obs: Os termos em parênteses referem-se aos erros-padrão. * não-significantes; ** significante a 1%;
*** significante a 5%.

Comparando as duas formas de estimação – dispostas na Tabela 21: efeito aleatório e efeito aleatório com variáveis instrumentais, todos os coeficientes apresentaram significância e sinais idênticos e poucas variações em suas magnitudes.

Os resultados do modelo com efeito aleatório, em ambos os métodos de estimação apresentaram como variáveis insignificantes (a pelo menos 10%), das seguintes variáveis: grau de abertura - ga, investimento por população ocupada - ivpo, gasto social per capita - gspc, razão da proporção de indivíduos com educação superior e indivíduos analfabetos - rsa, razão da proporção de indivíduos que trabalham como funcionário público e indivíduos que trabalham por conta própria - rfpcp, razão da proporção de indivíduos que trabalham no setor industrial e no setor de serviços -rinse, variáveis que descrevem a influência da experiência no mercado de trabalho (mediadas pela proxy idade média da população) - idm e idm2, e finalmente a variável proporção de domicílios com saneamento adequado - san.

Os coeficientes das demais variáveis : proporção das transferências federais para os estados – ptrf, proporção dos bens exportados industrializados – pei e dos bens importados industrializados – pii, proporção dos indivíduos ocupados – pocu, proporção dos indivíduos negros e pardos – pprp, proporção de mulheres – pfem, relação da proporção de indivíduos com e sem carteira – recsc, proporção de indivíduos pertencentes a PEA – ppea, participação do PIB estadual no PIB brasileiro – ppre, horas trabalhadas por população ocupada – htpo, e média de horas trabalhadas – mehtb; são significantes a pelo menos 5%, sendo que somente a variável pii, apresentou sinal diferente daquele estimado pela equação cross-section para o modelo na estrutura de equações simultâneas. Neste caso esta variável apresentou sinal positivo indicando que a proporção de bens industrializados em relação ao total importado pelo estado tem um efeito detrimental sobre as disparidades de renda. Assim sendo, essas variáveis explicam cerca de 64% da desigualdade de renda entre os três substratos urbanos dos estados brasileiros.

É digno de nota, também, a magnitude de alguns coeficientes, como, por exemplo, o da variável proporção das transferências federais para os estados – ptrf cujo sinal positivo, confirma os resultados anteriores de que deve estar havendo uma maior distribuição dos recursos públicos em favor das camadas mais ricas da população em detrimento das camadas mais pobres. Assim, haveria um aumento da média da renda, mas um crescimento menor do que seria da variância, de forma que o efeito final seria um aumento da desigualdade da renda.

Também relevantes são as magnitudes de outras três variáveis: a proporção de pessoas ocupadas – pocu, a proporção de indivíduos pertencentes a PEA – ppea e a participação do PIB

estadual no PIB brasileiro – ppre. Esta última cujo sinal negativo, indica que o efeito sobre a média da renda é maior do que sobre a sua dispersão. Portanto, o “efeito riqueza” do estado, teria como efeito final diminuir as disparidades de renda, corroborando a assertiva de que os estados mais ricos são os menos desiguais.

8.6 A Desigualdade Entre Diferentes Grupos de Estados

A seção anterior verificou o efeito das variáveis selecionadas quanto a diferentes percentis da renda domiciliar dos estados. Aqui o objetivo é verificar o efeito dessas variáveis sobre diferentes percentis da variável dependente. A motivação de tal análise surge devido à existência de diferenças regionais significativas quanto a essas variáveis selecionadas como mostrados na Tabela 5 no capítulo 3.

As diferenças regionais também aparecem explícitas quando se consideram as características que descrevem a distribuição da renda domiciliar dos estados. Assim, apesar dessas distribuições apresentarem algumas características comuns: alto desvio-padrão, elevada assimetria positiva, bem como elevado grau de curtose, vislumbra-se também, como apresentado na Tabela 21, que nas regiões norte e nordeste se concentram os estados como menor renda média e mediana.

TABELA 21
Características das Distribuição de renda para os Estados: 2001

	Mínimo	Máximo	Média	Desvio Padrão	Mediana	Curtose	Assimetria
RO	0	20.400	1.035,36	1.557,05	600	57,60	6,22
AC	14	26.300	1.200,3	1.986,13	600	51,87	5,82
AM	20	22.000	978,69	1.407,82	600	72,54	6,68
RR	60	8.000	1.007,92	1.096,86	605	11,50	2,68
PA	15	22.000	993,74	1.486,68	560	44,47	5,41
AP	150	10.500	1.024,97	952,08	779	28,41	3,95
TO	20	65.300	1.031,03	2.877,61	555	386,72	17,87
MA	25	16.600	715,03	1.147,60	413	86,39	7,70
PI	10	27.000	814,40	1.267,20	501	172,19	9,68
CE	8	39.700	915,83	1.782,81	460	142,71	9,36
RN	20	21.640	882,17	1.407,33	465	57,20	5,81
PB	15	20.450	776,97	1.283,23	384	54,83	5,76
PE	10	25.000	964,61	1.574,00	494	56,37	5,85
AL	20	14.800	753,15	1.317,37	399	45,60	5,71
SE	12	9.183	761,52	1.033,37	439	22,37	3,87
BA	3	40.000	900,68	1.456,01	480	112,65	7,45
MG	10	29.200	1.126,47	1.525,29	700	55,17	5,60
ES	1	15.000	1.116,87	1.454,83	638	23,31	3,75
RJ	14	106.000	1.388,96	2.164,83	820	689,13	16,66
SP	3	45.000	1.621,3	2.126,51	1.000	66,08	5,82
PR	2	39.700	1.319,61	1.826,05	800	70,38	6,00
SC	30	24.000	1.417,10	1.606,27	981	42,85	4,91
RS	10	32.400	1.445,69	1.917,65	885	37,94	4,77
MS	30	27.000	1.169,33	1.857,31	632	58,31	6,10
MT	1	38.000	1.265,95	2.072,88	720	121,89	8,58
GO	6	50.000	1.039,75	1.790,67	600	187,21	10,35
DF	20	31.500	2.028,58	2.730,75	1.030	21,92	3,53

Fonte o Autor

8.6.1 Regressões Quantílicas

A idéia por trás das regressões quantílicas é estimar qual o efeito sob qualquer separatriz na distribuição de y dado x , quando x muda. Assim, as regressões quantílicas permitem analisar o impacto das variáveis explicativas em diferentes pontos da distribuição condicional a variável dependente.

A motivação para a criação dessa metodologia nasce no que Koenker e Basset (1978) em seu artigo seminal sobre o assunto chamaram de problema da “robustez da hipótese distribucional” do processo gerador dos dados. De fato, como depois foi explorado pelos chamados “modelos de locação”, utilizados pela teoria da “estimação robusta”, a presença de *outliers* torna os estimadores de mínimos quadrados estimadores pobres em muitas situações em que os dados derivam de distribuições não-gaussianas especialmente àqueles com *long-tailed* (longas caudas).

Assim, a distribuição dos erros com caudas maiores que a distribuição gaussiana requereria que os estimadores modificassem a média amostral colocando um menor peso sobre os extremos da distribuição. Esse fato, como enfatizado por Koenker e Basset (1978), sugeria que poderia existir uma classe de estimadores (viesados) superiores aos dos mínimos quadrados para modelos lineares não-gaussianos, uma vez que eles agregariam mais informações que os estimadores de médias condicionais.

Em síntese, segundo Koenker e Basset (1978), as regressões quantílicas podem ser entendidas como uma tentativa de estender para modelos lineares as noções de estatísticas sistemáticas e combinações lineares de estatísticas de ordem, como no caso, os quantis, para lidar com problemas de estimação em modelos de locação.

A formalização das regressões quantílicas pode ser representada conforme a seguir. Suponha $\{y_t : t = 1, \dots, T\}$ seja uma amostra aleatória de uma variável aleatória Y tendo como função distribuição condicional F_t . Então, o θ -ésimo quantil da distribuição condicional de y , $0 < \theta < 1$, linear a um vetor de variáveis explicativas (x_t) é dado por:

$$Q_\theta(y_t/x_t) = \inf\{y/F_t(y/x) \geq \theta\} = x_t' \beta_\theta \quad (13)$$

No qual se deriva a função quantílica:

$$Q_{\theta}(y_t / x_t) - F_t^{-1}\theta = x_t' \beta_{\theta} \quad (14)$$

E cujo β_{θ} é o vetor de coeficientes estimados para diferentes valores de θ e que representa a solução da seguinte para minimizar o problema:

$$\min_{b \in \mathfrak{R}} \left[\sum_{t \in \{t: y_t \geq x_t b\}} \theta |y_t - x_t b| + \sum_{t \in \{t: y_t < x_t b\}} (1 - \theta) |y_t - x_t b| \right] \quad (15)$$

Posto desta forma existe uma ambigüidade envolvida na extensão para um modelo linear, da noção ordinária de quantis amostrais, daquela de quantis amostrais baseados em um ordenamento das observações amostrais. Uma generalização do problema de minimização apresentado acima resolve essa ambigüidade.

Se $\{x_t : t = 1, \dots, T\}$ denotar uma seqüência de k-vetores (linha) de uma conhecida matriz Q. Além disso, suponha que $\{y_t : t = 1, \dots, T\}$ seja uma amostra aleatória do processo de regressão dado por $u_t = y_t - x_t b$ tendo a função distribuição F. Portanto, a θ -ésima regressão quantílica, $0 < \theta < 1$, é definida como qualquer solução que minimiza o problema:

$$\min_{b \in \mathfrak{R}^k} \left[\sum_{t \in \{t: y_t \geq x_t b\}} \theta |y_t - x_t b| + \sum_{t \in \{t: y_t < x_t b\}} (1 - \theta) |y_t - x_t b| \right] \quad (16)$$

Observa-se que enquanto no MQO minimiza-se a soma dos quadrados dos resíduos na regressão quantílica minimiza-se uma soma ponderada (assimétrica) dos valores absolutos dos resíduos. Além disso, pode-se demonstrar que os coeficientes gozam de propriedades desejadas, como consistência, normalidade assintótica e mesmo em alguns casos são mais eficientes que os estimadores de MQO.

Vale observar, que as regressões quantílicas apresentam algumas características interessantes, como ressaltadas por Buchinsky (1998) e que cabem destacar, em vez que são relevantes quando se está estudando distribuição de renda:

i) os modelos podem ser usados para caracterizar toda a distribuição condicional de uma variável resposta dado um conjunto de regressores; ii) a função objetivo da regressão quantílica é uma soma ponderada de desvios absolutos, fornecendo, portanto, uma medida de locação robusta, de modo que o vetor de coeficientes estimados não é sensível às observações extremas na variável dependente; iii) quando os erros não seguem uma distribuição normal os estimadores de regressão quantílica podem ser, ainda, mais eficientes que os estimadores de mínimos quadrados; iv) soluções diferentes para quantis distintos podem ser interpretadas como diferenças na resposta da variável dependente às mudanças nos regressores em vários pontos da distribuição condicional da variável dependente.

Quanto a essa última “propriedade”, quando os erros são i.i.d. a distribuição condicional não varia em suas características para diferentes valores da variável explicativa, exceto para a média. Todavia, quando os quantis da distribuição condicional se alteram sistematicamente com as variáveis explicativas, os coeficientes angulares serão diferentes para cada quantil, tal que a estimação não consiste da análise de uma simples estimativa, mas de um processo. No caso específico deste estudo em questão, trata-se do processo pelo qual, diferentes grupos de estados classificados quanto ao seu coeficiente de correlação, são afetados diferentemente pelas variáveis explicativas selecionadas.

Dependendo de como os diferentes quantis estejam sendo afetados pelo vetor de variáveis explicativas, isto tem diferentes implicações não só em termos de como se forma e se reproduz a inércia da desigualdade de renda no Brasil, mas quanto as diferentes políticas que podem ser alocadas para minorar esse processo.

A partir do disposto na Tabela 21, percebe-se que a análise quantílica da distribuição do coeficiente de variação é uma análise da influência das variáveis explicativas selecionadas para os estados em diferentes níveis de desigualdade. Desse modo, em uma ordem crescente de desigualdade, nos primeiros decis encontram-se os estados que apresentam um menor nível de desigualdade e que são basicamente os estados da região sul e sudeste, e para os últimos decis se encontram os estados das regiões mais pobres do país.

Assim, como os valores da variável dependente para o estados do sul e sudeste se concentram entre os primeiros decis da distribuição da variável dependente, então, há de se esperar que os efeitos das variáveis explicativas sobre os primeiros decis sejam diferentes

daqueles obtidos para os demais decis e, em particular, para os últimos decis, onde se concentram os estados das regiões norte e nordeste.

8.6.1.1 O Modelo Teórico

A especificação do modelo teórico para as regressões quantílicas será igual àquele especificado anteriormente no capítulo 6 a não ser pelo fato que ele será estimado com base em apenas uma equação e não mais duas equações, uma para crescimento e outra para desigualdade como antes especificado. Em verdade, o modelo foi estimado tomando as variáveis explicativas constantes nas duas equações em apenas uma. Assim, as variáveis explicativas selecionadas na equação de desigualdade são novamente agrupadas em três classes, o grupo das características inatas: pfem, pprp; o grupo das características adquiridas: rsupa, rfpcp, idm, idm2, rinse, recsc, mehtb, htpo; e o grupo do ambiente econômico: ga, ivpo, ptrf, pocu, pii, pei gspc, ppea, san, ppre. A variável dependente continua sendo logaritmo natural do coeficiente de correlação.

Para as variáveis constantes na equação de desigualdade constantes no modelo do capítulo 6 permanecem as mesmas considerações teóricas já citadas anteriormente. Todavia, para as variáveis ga, ivpo, pocu, mehtb, pii, pei e gspc, algumas observações adicionais precisam ser feitas.

As variáveis ligadas ao comércio externo têm um efeito a princípio não definido sobre a desigualdade. Para essas variáveis espera-se que ocorra um aumento da média, bem como da variância da renda, de forma que o efeito final sobre a desigualdade vai depender de qual efeito prevaleça.

Para as variáveis ivpo, gspc e pocu, também se espera que ocorra um efeito positivo sobre a média da renda. Em todos os casos, entretanto, a variância deve aumentar, de modo que o efeito final vai depender de quais grupos se beneficiam diretamente do crescimento dessas variáveis e seu efeito sobre a média e a variância da renda para cada grupo de estados.

A média das horas trabalhadas tem sempre um efeito negativo sobre a desigualdade, pois aumenta a média ao mesmo tempo que reduz a variância.

TABELA 22
Resultado das Estimacões Regressões Quantílicas

Percentil Var. Independ.	Variável Dependente					
	10º Percentil	30º Percentil	50º Percentil	60º Percentil	70º Percentil	80º
c	17,9685 (5,68e-14)	17,7757 (5,96e-13)	16,0665 (7,75e-13)	10,0213 (4,04e-13)	15,2277 (1,83e-13)	22,6328 (1,06e-09)
ptrf	11,0651 (4,11e-14)	10,9311 (2,20e-13)	10,3142 (4,16e-13)	7,5632 (1,62e-13)	8,5426 (1,14e-13)	7,2103 (3,01e-10)
ga	0,4082 (3,23e-15)	0,4007 (3,63e-14)	0,2224 (4,66e-14)	0,3981 (1,86e-14)	0,2735 (1,01e-14)	0,6447 (5,31e-11)
ivpo	5,75e-06 (1,74e-18)	5,48e-06 (1,74e-17)	2,26e-06 (2,39e-17)	-0,0002 (1,12e-17)	-0,0003 (6,70e-18)	-0,0006 (3,68e-14)
pii	-0,2883 (2,96e-15)	-0,2895 (1,22e-14)	-0,0314 (4,11e-15)	-0,4927 (1,55e-14)	-0,2049 (7,09e-15)	-0,0314 (3,99e-11)
pei	0,0377 (3,12e15)	0,0413 (1,66e-14)	0,0700 (3,50e-14)	0,4752 (1,24e-14)	0,3116 (4,69e-15)	0,1720 (2,80e-11)
pocu	7,0062 (4,29e-14)	6,9744 (1,64e-13)	6,0970 (2,02e-13)	5,6783 (5,63e-14)	9,4151 (6,48e-14)	5,0588 (3,35e-10)
mehtb	-0,0435 (3,18e-16)	-0,0425 (3,35e-15)	-0,0285 (3,82e-15)	-0,0118 (2,01e-15)	-0,0480 (1,01e-15)	-0,0434 (5,28e-12)
gspc	0,0009 (8,39e-18)	0,0009 (2,78e-17)	0,0009 (6,50e-17)	0,0014 (1,73e-17)	0,0015 (2,14e-17)	0,0028 (1,10e-13)
rsupa	-2,2625 (1,52e-14)	-2,2262 (7,96e-14)	-2,3917 (1,54e-13)	-1,6178 (4,56e-14)	-1,5175 (2,50e-14)	-1,0528 (1,08e-10)
rfpcp	1,5001 (4,64e-15)	1,4857 (5,70e-14)	1,3972 (7,99e-14)	1,7674 (3,79e-14)	1,3315 (1,71e-14)	0,8266 (8,69e-11)
pfem	7,0801 (1,66e-14)	7,1203 (2,28e-13)	7,1150 (2,91e-13)	6,7893 (1,70e-13)	4,8636 (9,26e-14)	2,9543 (4,09e-10)
pprp	-0,0751 (1,18e-14)	-0,0409 (4,64e-14)	-0,0371 (1,04e-13)	0,7562 (5,13e-14)	0,6381 (3,81e-14)	0,2032 (5,93e-11)
idm	1,8116 (2,58e-15)	-1,8028 (3,02e-14)	-1,6899 (3,85e-14)	-1,4093 (2,08e-14)	-1,7059 (9,33e-15)	-1,8871 (5,25e-11)
idm ²	0,0321 (4,52e-17)	0,0319 (5,71e-16)	0,0299 (6,88e-16)	0,0262 (3,63e-16)	0,0302 (1,74e-16)	0,0335 (9,21e-13)
recsc	0,2117 (1,85e-15)	0,2145 (9,90e-15)	0,2417 (2,46e-14)	0,0662 (8,33e-15)	0,5077 (6,09e-15)	0,2423 (2,49e-11)
ppea	0,8313 (1,92e-14)	0,8463 (8,26e-14)	1,3432 (1,97e-13)	1,6142 (5,95e-14)	-0,2188 (2,11e-14)	-0,2044 (1,22e-10)
rinse	-1,1097 (1,36e-14)	-1,0856 (5,16e-14)	-0,8235 (1,19e-13)	0,3559 (5,73e-14)	-0,4873 (4,44e-14)	-0,3956 (6,28e-11)
san	-1,6110 (3,82e-15)	-1,6159 (2,47e-14)	-1,5429 (3,75e-14)	-1,7378 (2,21e-14)	-1,9641 (1,37e-14)	-1,6030 (4,57e-11)
ppre	0,3054 (7,75e-15)	0,3191 (3,29e-14)	0,1364 (7,61e-14)	0,1291 (4,26e-14)	-0,2336 (3,02e-14)	-0,5671 (6,91e11)
htpo	-0,0091 (2,51e-16)	-0,0096 (2,12e-15)	-0,0143 (2,50e-15)	-0,0047 (1,46e-15)	0,0123 (7,02e-16)	0,0347 (3,81e-12)
Pseudo R ²	0,9632	0,9352	0,9084	0,9041	0,9087	0,9239

Obs: Os termos em parênteses referem-se aos erros-padrões.

Verifica-se que para todos os percentis as variáveis explicativas utilizadas são significantes (a 1%). Todavia, observam-se mudanças nos sinais entre os diferentes percentis e mudanças expressivas na magnitude de algumas variáveis estimadas.

Para as variáveis pertencentes ao grupo que denota o ambiente econômico dos estados, as estimativas que apresentam sinal alterado são o investimento por população ocupada – ivpo, a participação relativa do PIB estadual no PIB nacional – ppre e a proporção da PEA – ppea. O efeito dessa primeira variável sobre a desigualdade é positivo até o percentil 50 (mediana), enquanto que para as outras duas vai até o percentil 60, mudando de sinal (negativo) em seguida.

Para a primeira variável intuitivamente pode-se pensar que isso se deve ao fato de que até o percentil 50, o grupo dos estados mais ricos, o investimento por pessoa ocupada eleva a renda média nesses estados menos do que o desvio-padrão. Entretanto, ocorreria ao contrário para os estados mais pobres, com elevação da média da renda mais do que proporcionalmente ao desvio-padrão. A explicação para isso pode ser que para os estados pobres o efeito do investimento sobre a desigualdade traga maior benefício para os pobres, de forma que a média da renda cresça mais do que a variância.

Para a segunda variável, pode-se pensar, que o “efeito riqueza” sobre os estados pobres, têm como resultado aumentar a dispersão da renda menos do que proporcionalmente do que a sua média, enquanto que para os estados ricos o efeito seria ao contrário. Isso talvez ocorra porque nos estados pobres esse efeito riqueza produz um aumento da renda média muito maior do que nos estados ricos.

A variável proporção da população pertencente a PEA também sofre mudança no sinal a partir do percentil 60. Ela passa de um efeito positivo até percentil 50 – e que esta em consonância com o observado na estrutura do modelo MQ3E, para um efeito negativo. Esse efeito negativo para os estados mais pobres pode ser explicado por que as pessoas que aumentam a proporção da PEA ganham rendimentos que não são muito diferentes daqueles que não pertencem a PEA, de modo que o desvio-padrão cresce menos do que a média (ainda que também seja um acréscimo baixo), ou mesmo diminui.

As variáveis ga, pei, gspc e pocu apresentam um efeito positivo sobre a desigualdade para todos os percentis, denotando que o efeito sobre a média é inferior ao do desvio-padrão quando essas duas variáveis aumentam. Por seu turno as variáveis pii e mehtb também apresentam o

mesmo sinal, um efeito negativo sobre a desigualdade, de forma que quando elas crescem a média da renda se eleva mais do que a variância.

Quanto às variáveis que pertencem ao grupo das características físicas apenas uma variável: proporção de pretos e pardos – pprp sofre alteração sinal. Essa variável da mesma forma que a variável anterior, sofre mudança no sinal a partir do percentil 60, passando, no entanto de negativo para positivo. A explicação para isso seria o fato que no grupo dos estados mais pobres (e com maior proporção de pretos e pardos na maioria dos casos), a redução da renda média é maior do que a diminuição do desvio-padrão, tendo como resultado um aumento da desigualdade. Por sua vez, para os estados mais ricos, a redução do desvio-padrão é menor do que a redução da média, com efeito final negativo sobre a desigualdade.

Para o grupo das variáveis ligadas às características adquiridas, inclusive quanto ao mercado de trabalho, a variável relação da proporção de trabalhadores ocupados no setor industrial e de serviços – rinse e à variável: horas trabalhadas por população ocupada – htpo, são as únicas variáveis que apresentam mudanças de sinal ao longo dos percentis. Quanto a primeira variável, mais uma vez até o percentil 50, o efeito da variável é um (no caso negativo) mudando no percentil 60, para positivo e, depois retornando a negativo. Esse resultado teria explicação similar àquela exposta no capítulo 6, de que a maior proporção de trabalhadores ocupados no setor serviços elevaria a média da renda mais do que aumentaria o desvio-padrão, independentemente da condição do estado, se rico ou pobre.

Na variável htpo ocorre uma mudança de sinal apenas a partir do percentil 70. Até esse percentil o efeito dessa variável é negativo, passando após para positivo. Mais uma vez a explicação deve residir na pouca variação das horas trabalhadas entre os estados ricos de modo que o efeito sobre a elevação da média é maior do que o aumento do desvio-padrão.

Por fim, essa análise pode ser concluída referindo-se a variáveis que apresentam sinal diferente daquele observado para o modelo do capítulo 6 e 7. Esse é o caso da variável relação da proporção de empregados com e sem carteira assinada. De fato, enquanto que no modelo completo MQ3E, o sinal dessa variável foi negativo, e mantendo-se esse efeito para todos os percentis (analisados) a exceção do primeiro e décimo percentil, na análise para os estados ele aparece como positivo seja qual for o quantil de referência, ou seja, independentemente da condição do estado.

Vale por fim dizer, que todos os resultados apresentados foram robustos a heterocedasticidade, uma vez que os resultados para “bootstrap” (com 20 interações) foram os mesmos que àqueles apresentados acima, o que é um indício bastante forte de que os erros são homocedásticos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ADELMA, Irma; ROBINSON, Sherman. Income distribution and development. In: *Handbook of Development Economics*, cap. 19. Amsterdam: Elsevier Science, vol. 2, 1989.
- AGHION, Philippe; CAROLI, Eve; GARCIA-PEÑALOSA, Cecília. Inequality and economic growth: the perspective of new growth theories. *Journal of Economic Literature*, vol 37, p. 1615-1661, dec. 1999.
- AGHION, Phillipe; BOLTON, Patrick. A Theory of trickle-down growth and development. *Review of Economic Studies*, n. 64, p. 151-172, 1997.
- AHLUWALIA, Montek S. Income inequality: some dimensions of the problem. In: WORLD BANK; INSTITUTE OF DEVELOPMENT STUDIES. *Redistribution with growth*. Oxford University Press, 1974.
- AHLUWALIA, Montek S. Inequality, Distribution and Development. *American Economic Review*, v.66, n.5, p. 128-135, 1976.
- ALBUQUERQUE, Roberto C. Pobreza e exclusão social. In: Veloso; Albuquerque (org.). *Pobreza e Mobilidade Social*. São Paulo, Nobel, 1993.
- ALESINA Alberto; RODRIK D. Distributive politics and Economic Growth. *Quarterly Journal of Economic*, vol. 108, p.465-90, 1994,
- AMADEO, Edward J.; CAMARGO, José Márcio. Mercado de Trabalho e Dança Distributiva. In: CAMARGO, J. M.; GIAMBIAGI, F. *Distribuição de renda no Brasil*. Organização IERJ, Rio de Janeiro: Paz e Terra, 2000.
- ANDRADE, Mônica Vegas. Educação e crescimento econômico no Brasil: evidências empíricas para os estados brasileiros – 1970/1995. In: 25 ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, *Anais..., da ANPEC*, v.3, p.155-73, Recife, dezembro 1997.
- ARRAES, Ronaldo de Albuquerque e. *Revista econômica do Nordeste*, v.20, n 2, p.123-150, 1989.
- ARBACHE, Jorge S. Liberalização Comercial e Mercado de Trabalho no Brasil. In: LISBOA, Marcos de B.; MENEZES-FILHO, Naércio A. (org). *Microeconomia e Sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contracapa, 2001

ATKINSON, A. B. Bringing Income Distribution in from the Cold. *The Economic Journal*, vol. 107, p. 297-321, mar. 1997.

AZARIADIS, Costas; DRAZEN, Allan. Threshold Externalities in Economic Development. *The Quarterly Journal of Economics*, p.501-526, may, 1990.

AZZONI, Carlos R. Crescimento Econômico e Convergência das Rendas Regionais: o caso Brasileiro à Luz da Nova Teoria do Crescimento. In: 25 ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, *Anais...*, Florianópolis-SC, p.185-205, 1994.

AZZONI, Carlos R. Distribuição Pessoal de Renda nos Estados e Desigualdades de Renda entre estados no Brasil – 1960, 1970, 1980, 1991. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 27 – n.2, p. 251-278, agosto 1997.

AZZONI, Carlos R.; MENEZES-FILHO, Naércio; SILVEIRA-NETO, Raúl. Geograpy and income convergence among brazilian states. Washington D.C. US: INTER-AMERICAN DEVELOPMENT BANK, Research Department, 2000. (Working Paper 395)

AZZONI, Carlos R.; CARMO, Heron E.; MENEZES, Tatiane. Índice de custo de vida comparativo para as principais regiões metropolitanas brasileiras: 1981-1999. *Estudos Econômicos*, São Paulo, V.30, N. 1, p.165-186, Janeiro-março 2000.

BACHA, Edmar L. Hierarquia e Remuneração Gerencial. In: TOLIPAN, Ricardo, TINELLI, Arthur Carlos. *A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento. Rio de Janeiro, Zahar, 1975.*

_____. *Política Econômica e Distribuição de Renda*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1978. (Coleção Estudos Brasileiros v. 26).

BAER, Werner. *A Economia Brasileira*, São Paulo: Nobel, 1996.

BAROSI-FILHO, Milton; AZZONI, Carlos R. A Time Séries Analysis of Regional Income Convergence in Brazil. FÓRUM BANCO DO NORDESTE DE ECONOMIA E 7º ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, *Anais...*, Fortaleza (Ce), 2003.

BARRETO, Flávio Ataliba F. D.; JORGE NETO, Paulo de Melo; TEBALDI, Edinaldo. Desigualdade de renda e crescimento econômico no nordeste brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*, v.32, n especial, p. 842-859, nov. 2001.

BARRETO, Flávio Ataliba F. D.; LIMA, Francisco Soares de. *Comércio Internacional, Dotação de Fatores e Desigualdade no Brasil*. Fortaleza: CAEN, nov. 2003. (Texto para Discussão n. 235).

BARRO, Robert J. Economic growth in a cross section of countries, *Quarterly Journal of Political Economy*, vol. 106, p.407-444, may 1991.

_____. Inequality and growth in a panel countries. *Journal of Economic Growth*, n.5, p. 5-32, march, 2000.

BARRO, Robert; SALA-I-MARTIN, Xavier. Convergence, *Journal of Political Economy*, vol. 100, n. 21, p.223-251, april 1992.

_____. Economic growth, New York: Mc Graw Hill, 1995.

BARROS, Ricardo Paes de MENDONÇA, Rosane. A evolução do bem-estar, pobreza e desigualdade no Brasil ao longo das três últimas décadas – 1960/90. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.25, n.1, 1995.

_____. Os determinantes da desigualdade no Brasil. In: IPEA, *A Economia Brasileira em Perspectiva*, Rio de Janeiro: IPEA, vol. 2, 1996.

BARROS, Ricardo Paes de; MENDONÇA, Rosane; DUARTE, Renata P. N. *Bem-Estar, pobreza e desigualdade de renda: uma avaliação da evolução histórica e das disparidades regionais*. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 1997. (Texto para Discussão 454)

BARROS, Ricardo Paes de; HENRIQUES, Ricardo; MENDONÇA, Rosane. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (org.), *Desigualdade e pobreza no Brasil*, Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

BARROS, Ricardo Paes de; CORSEUIL, Carlos Henrique; LEITE, Phillippe G. Mercado de trabalho e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES Ricardo (org.), *Desigualdade e pobreza no Brasil*, Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

BARROS, Ricardo Paes de; CORSEUIL, Carlos Henrique; CURY, Samir. Abertura comercial e liberalização do fluxo de capitais no Brasil: impactos sobre a pobreza e a desigualdade. In: HENRIQUES Ricardo (org.), *Desigualdade e pobreza no Brasil*, Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

BARROS, Ricardo Paes de; CORSEUIL, Carlos; MENDONÇA, Rosane; REIS, Maurício Cortez. Poverty, inequality and macroeconomic instability. *Economia Aplicada*. V. 4, n.4, p.743-760. Out.-dez. 2000.

BAUMOL, William J. Productivity Growth, Convergence and welfare: what the long-run data show, *The American Economic Review*, vol. 76, n. 5, p.1072-1085, dec. 1986.

- BAUMOL, William J; NELSON, R. R.; WOLFF, E. N. Introduction: the convergence of productivity, its significance, and its varied connotations. In: WILLIAM BAUMOL (ed.) *Convergence of productivity: cross-national studies and historical evidence*. New York: Oxford University Press, cap 1, p.3-19, 1994.
- BECKER, Garry. *Human capital*. New York: NBER, Columbia University Press, 1964.
- BEHABIB, Jess and SPIEGEL, Mark M. The role of human capital in the economic development: evidence from aggregate cross country data. *Journal of Monetary Economy*, Vol. 34, p.143-175. 1994.
- BELLUZO, Luiz Gonzaga de Mello. Distribuição de renda: uma visão da controvérsia. In: TOLIPAN, Ricardo, TINELLI, Arthur Carlos. *A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento*. Rio de Janeiro: Zahar, 1975.
- BÉNABOU, Roland. Inequality and growth. *NBER Working Paper n. 5658*, jul. 1996.
- BERNARD, Andrew B. DURLAUF, Steven N. Interpreting tests of the convergence hypothesis. *NBER Working Paper n. 159*, jun. 1994.
- BERTOLA G. Factor shares and saving in endogenous growth. *American Economic Review*, vol 83, n.5, p. 1184-98, 1993.
- BIELSCHOWSKY, Ricardo. *Pensamento econômico brasileiro – o ciclo ideológico do desenvolvimento*, 3ª ed. Rio de Janeiro: Contraponto, 1996.
- BONELLI, R.; RAMOS, L. Distribuição de Renda no Brasil: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados dos anos 70. *Revista Brasileira de Economia*, v.49, n.2, p.353-374, 1995.
- BOURGUIGNON, François and MORRISSON, Christian. Inequality and development: the role of dualism. *Journal of Development Economics*. Vol. 57, pp. 233-257, 1998.
- BOURGUIGNON, François and MORRISSON, Christian. Income distribution, development and foreign trade. *European Economic Review*, p. 1113-1132, 1990.
- BUCHINSKY, M. Recent advances in quantile regression models – a practical guideline for empirical research. *Journal of Human Resources*, vol.33, p. 88-126, 1998.
- CACCIAMALI, Maria Cristina. As economias informal e submersa: conceitos e distribuição de renda. In: Camargo e Giambiagi (orgs.), *Distribuição de renda no Brasil*, Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1991.

_____. As economias informal e submersa: conceitos e distribuição de renda. In: Camargo e Giambiagi (orgs.), *Distribuição de renda no Brasil*, 2 ed., Rio de Janeiro: Paz e Terra, 2000.

CALINO, Gerald A.; MILLS, Leonardo O. Are U. S. Regional Incomes Converging ?. *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, p.335-346, 1993.

CAMARGO, Jose M.; SERRANO, F. Os dois mercados: homens e mulheres na indústria brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro: v.34, n. 4, out./dez. 1983.

CAMARGO, José M. Produtividade e preços relativos: o mercado de trabalho no período pós-estabilização. In: MAGALHÃES, João Paulo de (org). *Vinte Anos de Política Econômica*. Rio de Janeiro, Contraponto, 1999.

CAMARGO, José M; GIAMBIAGI, F. (orgs). *Distribuição de Renda no Brasil*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1991.

CANO, Wilson. *Desequilíbrios regionais e concentração industrial no Brasil*. São Paulo: Global, PNPE, Teses, 15, 1985.

_____. Wilson. Concentração e desconcentração econômica e regional no Brasil:1970/95. *Economia e Sociedade*, n. ., Campinas: Jun de 1997.

CAPOLUPO, Rosa. Convergence in recent growth theories: a survey. *Journal of Economic Studies*, vol. 25, n. 6, p. 496-537, 1998.

CARDOSO, E. Cyclical variations of earning inequality in brazil. *Revista de Economia Política*, v.13, n.4 (52), out-dez 1993.

CARDOSO, Eliana; BARROS, Ricardo Paes; URANI, André. Inflation and unemployment as determinants of inequality in Brazil: the 1980s. In: REFORM, RECOVERY AND GROWTH. CHICAGO: University of Chicago Press, p.151-175, 1995.

CASELLI, Francesco; ESQUIVEL, Gerade; LEFORT, Fernando. Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics. *Journal of Economic Growth*, n. 1, p.363-389, sep. 1996.

CASS, D. Optimum Growth in an aggregative model of capital accumulation. *Review of Economic Studies*, v.32, n.91, p.233-240, jul. 1965.

CEPAL. Magnitude de la pobreza en America Latina en los años ochenta. Santiago, Chile, 1991.

- CHAMPERNOWNE, D. G. COWELL, F. A. *Economic inequality and income distribution*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- DA SILVA, Almir Bittencourt, A convergência da produtividade do trabalho na indústria de transformação brasileira: uma verificação empírica para o período 1950/85. Fortaleza, Dissertação, (Mestrado em Economia), CAEN, Universidade Federal do Ceará, 1998.
- DATT, G.; RAVALLION, M. Growth and redistribution components of changes in poverty: a decomposition with application to brazil and india. *Journal of Development Economics*, vol.38, p. 275-295, 1992.
- DAVIDSON, Russell; MACKINNON, James G. *Estimation and inference in econometrics*. New York: Oxford University Press, 1993.
- DEATON, Angus. Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics* 30: 109-126, 1985.
- DE LONG, B; SUMMERS, L. H. Equipment, investment and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, p.455-502, may 1991.
- DEVROYE, Dan; FREEMAN, Richard. Does inequality in skills explain inequality of earnings across countries ? Harvard University, May 2000.
- DRENNAM, Mathew P.; LOBO, José. A simple test of convergence of metropolitan income in the united states. *Journal of Urban Economics* 46, p.350-359, 1999
- DIAS, Ronaldo. A review of non-parametric curve estimation methods with application to econometrics, 2002. Disponível em www.unicamp/ime/br. Acessado em março de 2004.
- DINIZ, Clélio C. Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem desconcentração, nem contínua polarização. *Nova Economia*, vol. 3, n.1, p.35-64, 1993.
- _____. *A Dinâmica regional recente da economia brasileira e suas perspectivas*. Rio de Janeiro: IPEA, junho de 1995. (Texto para Discussão, Nº 375).
- DINIZ, Clélio C.; FERREIRA, Afonso Henrique B. Convergência entre as rendas per capita estaduais no brasil. *Revista de Economia Política*, Vol. 15, n. 4 (60), nov./ dez. 1995.
- DOLLAR, David. Outward-oriented developing economics really do grow more rapidly: evidence from 95 LDCs, 1975-1985. Chicago: The University of Chicago Press, 1992.
- DOLLAR, David, KRAAY, Aart. Growth is good for the poor. Policy Research Working Paper, WORLD BANK, Washington, 2000.

- DURLAUF, Steven N. *A theory of persistent income inequality*. NBER Economic Working Paper n. 4056, april 1992.
- DURLAUF, Steven N.; QUAH, Danny. The new empirics of economic growth. *Centre for Economic Performance Discussion Paper*, 384, jan. 1998.
- EASTERLY, William. *The elusive quest for growth*. Massachusetts: Massachusetts Institute of Technology, 2001.
- EASTERLY, William; REBELO, Sergio. Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation. *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, p. 417-458, 1993.
- EDWARDS, S. Trade policy, growth and income distribution. *American Economic Review*, vol. 87, n.2, 1997.
- FAGERBERG, Jan. Technology and international differences in growth rates. *Journal of Economic Literature*. vol. 32, p. 1147-1175, set. 1994.
- FAVA, V. L. *Urbanização, custo de vida e pobreza no Brasil*. São Paulo: FIPE (USP), 1984.
- FELDSTEIN, Martin. *Income inequality and poverty*. NBER Working Papers 6770, oct. 1998.
- FERREIRA, Francisco H. G. Inequality and economic performance: a brief overview to theories of growth and distribution. Text for World Bank's Web Site on Inequality, Poverty, and Socio-Economic Performance: <http://www.worldbank.org/poverty/inequality/index.htm>, 2000. Acessado em jun de 2004.
- FERREIRA, Francisco H. G e LITCHFIELD, Julie A. Desigualdade, pobreza e bem-estar social no Brasil – 1981/95. In: Henriques Ricardo (org.), *Desigualdade e pobreza no Brasil*, Rio de Janeiro: IPEA, 2000.
- FERREIRA, Francisco H. G e LITCHFIELD, Julie A. *Growth apart: micro and macroeconomic factors behind the Brazilian income distribution, 1981-1990*. Rio de Janeiro: IPEA, 1996. (Série Sumários, 22).
- FERREIRA, Francisco H. G; BOURGUIGNON, François. Understanding inequality in Brazil: a conceptual overview. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, *Texto para Discussão* n. 434, nov. 2000.
- FERREIRA, Francisco; BARROS, Ricardo Paes de. The slippery slope: explaining the increase in extreme poverty in urban brasil, 1976-1996. *Revista de Econometria*, vol. 19, 1999.
- FERREIRA, Pedro C. G. ELLERY JR, Robert. Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros. *Ensaio Econômico* n.255. EPGE-FGV, jan.1995.

- FERREIRA, Afonso Henrique B. Os movimentos migratórios e as diferenças de renda per capita entre os estados no Brasil (1970/1980). Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR, Faculdade de Ciências Econômicas – FACE, Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG, Belo Horizonte, *Texto para Discussão n. 96*, 1995.
- FERREIRA, Afonso Henrique B.; DINIZ, Clélio Campolina. Convergência entre as Rendas Per Capita Estaduais no Brasil. *Revista de Economia Política*, vol. 15, n. 4, dez. 1995.
- FERREIRA, Afonso Henrique B. Evolução recente das rendas per capita estaduais no Brasil: o que a nova evidência mostra. *Revista Econômica do Nordeste*. Fortaleza, v.27, n.3, p.363-374, jul / set. 1996.
- FERREIRA, Afonso Henrique B. Convergence in Brazil past and future. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR, Faculdade de Ciências Econômicas – FACE, Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG, Belo Horizonte, *Texto para Discussão n. 119*, 1998.
- FERREIRA, Afonso Henrique B. Convergence in Brazil: recent trends and long-run prospects. *Applied Economics*, vol.32, p. 479-489, 2000.
- FIGINI, Paolo. Inequality and growth revisited. *Trinity Economic Papers Series*, n. 99/2, 1999.
- FISHLOW, Albert. A distribuição de renda no Brasil. In: TOLIPAN, Ricardo, TINELLI, Arthur Carlos. *A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento*. Rio de Janeiro, Zahar, 1975.
- FISCHER, Ronal D. The evolution of inequality after trade liberalization. *Journal of Development Economics*, vol. 66, p. 555-579, 2001.
- FRIEDMAN, Milton. Do old fallacies ever die ?. *Journal of Economic Literature*. vol. 30, p. 2129-2132, dec. 1992.
- FRIEDMAN, Milton. *A theory of consumption function*, Princeton University Press, 1957.
- GALOR, O. Convergence ? inferences from theoretical models. *The Economic Journal*. v.106, n.437, p.1056-80, jul. 1996.
- GALOR, O.; TSIDDON, D. Technological progress, mobility, and economic growth. *American Economic Review*, vol.87, p. 363-382. 1997.
- GALOR Oded; ZEIRA, Joseph. Income distribution and macroeconomics. *Review of Economic Studies* vol. 60, p. 35-52, 1993.

- GHOSH, Pariksthit; MOOKHERJEE, Dilip; RAY, Debraj. Credit rationing in developing countries: an overview of the theory. In: MOOKHERJEE, D; RAY, D. (eds.). *A reader in development economics*. London: Blackwell, 2000.
- GREENAWAY, David; MORGAN, Wyn; WRIGHT, Peter. Trade liberalization and growth in developing countries: some new evidence. *World Development*, vol. 25, n 11, p. 1885-1892, 1997.
- GROSSMAN Gene M. *Economic growth: theory and evidence I*. The International Library of Critical Writings in Economics: 68. UK: Edward Elgar, 2000.
- GROSSMAN, Volker. *Inequality, economic growth, and technological change – new aspects in a old debate*. Heidelberg: New York: Physical-Verl, 2001.
- HALL, R E.; JONES, C.I. Why do some countries produce so much more output per worker than others ?. NBER Working Papers n. 6564, 1998.
- HANUSEK, Eric A. Measuring investment in education. *Journal of Economic Perspective*, vol. 10, n. 4, p. 9-30, Fall 1996.
- HAYASHI, Fumio. *Econometrics.*, Princeton New Jersey, USA: Princeton University Press, 2000.
- HELPMAN, E. *General purpose technologies and economic growth*. Cambridge: MIT Press, 1997.
- HOFFMAN, Rodolfo. Tendência da distribuição da renda no Brasil e suas relações com o desenvolvimento econômico. In: TOLIPAN, Ricardo, TINELLI, Arthur Carlos. *A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento*. Rio de Janeiro: Zahar, 1975.
- _____. Pobreza no Brasil. Piracicaba, Esalq, - *Série Estudos e Pesquisas*, n.43 -, 1984.
- _____. Desigualdade e Pobreza no Brasil no Período 1979-97. *Revista Brasileira de Economia*, v.49, n.2, p.277-294, abr.-jun. 1995.
- _____. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1979-97 e a influência da inflação e do salário mínimo. *Economia e Sociedade*, vol. 11, p. 199-221, IE-UNICAMP, dez-1998.
- _____. Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil. In: Henriques (org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*, Rio de Janeiro, IPEA, 2000.
- _____. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade. 32 ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC, *Anais...*, João Pessoa, PB, 2004.

- HOFFMANN, Rodolfo; KAGEYAMA, A. A distribuição de renda no Brasil entre famílias e pessoas, em 1970 e 1980. *Estudos Econômicos*, vol. 16, n.1, p. 25-51, 1986.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD, Rio de Janeiro: IBGE, vários números.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE CENSO DEMOGRÁFICO DO BRASIL. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.
- INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS – IPEA; PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO - PNUD; FUNDAÇÃO JOAQUIM PINHEIRO. *Novo atlas do desenvolvimento humano*, Belo Horizonte, 2002.
- ISLAM, Nazrul. Growth empirics: a panel data approach. *Quarterly Journal of Economics*, Volume 110, n. 4, p.1127-1170, nov. 1995.
- KALDOR, N. Alternative theories of distribution. *The Review of Economic Studies*, vol. 23, n. 2, p.83 -100, 1955/1956.
- KLENOW, Peter J.; RODRÍGUEZ-CLARE, Andrés. Economic growth: a review essay. *Journal of Monetary Economics* 40, p. 597-617, 1997.
- KOENKER, R; BASSET, G. Regression Quantiles. *Econometrica*, vol. 46, p.33-50, 1978.
- KOOPMANS, Tjalling C. *On the concept of optimal economic growth. The econometric approach to development planning*, Amsterdam: North Holland, 1965.
- KRUEGER, Anne. Why trade liberalization is good for growth. *The Economic Journal*, vol. 108, p. 1513-1522, sep. 1997.
- KUZNETS, Simon. Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, v.45, p.1-28. 1995.
- LAM, D; LEVINSON, D. Declining inequality of schooling in Brazil and its effects on inequality of wages. *Journal of Development Economics*, n. 37, p.199-225, 1992.
- LANGONI, Carlos G. Distribuição de renda e desenvolvimento econômico do Brasil. *Estudos Econômicos*, v.5, n.2, out. 1972.
- _____. Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil. 2ed., Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1978.
- LAU, L.; JAMISON, D. T.; SHU-SHENG, L.; RIVKIN, S. Education and economic growth: some cross sectional evidence from Brazil. *Journal of Development Economics*, vol. 41, p.4570, 1993.

- LAVINAS, Lena; GARCIA, Eduardo Henrique; AMARAL, Marcelo R. Desigualdades regionais: indicadores sócio-econômicos. Rio de Janeiro: IPEA, fev. 1997. (*Texto para Discussão 460*).
- LEE, J.; STRAZICICH, M. Minimum Im unit root tests with two structural breaks. Working Papers, University of Central Florida, 1999.
- LEVINE, R.; RENELT, D. A sensitivity analysis of cross-country growth regression, *American Economic Review*, vol. 82, p. 942-63, sept. 1992.
- LEMOS, Maurício B.; CROCCO, Marco. Competitividade e dinâmica comparativa das regiões metropolitanas brasileiras, CEDEPLAR, nov. 2000. (*Texto para Discussão n. 146*)
- LEME, Maria Carolina da S.; WAJNMAN, Simone. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimentos por sexo. In: HENRIQUES, Ricardo (org.), *Desigualdade e pobreza no Brasil*, Rio de Janeiro, IPEA, 2000.
- LIMA, Ricardo. Mercado de trabalho: o capital humano e a teoria da segmentação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, vol. 10 (1), p. 217-272, abr. 1980.
- LIPTON, Michael; RAVALION, Martin. Poverty and policy. In: BEHRMAN, J.; SRINIVASAN T.N. Srinivasan (eds). *Handbook of development economics*, Vol.3, Amsterdam: North Holland, 1995.
- LITWIN, Carol. Trade and income distribution in developing countries. Departamento of Economics, Göteborg University, *Working Paper No. 9*, 1997.
- LUCAS, Robert. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, p. 3-42, 1988.
- LYDALL, H. F. Theories of the distribution of earnings. In: ATKINSON, A. B. (ed.). *The Personal Distribution of Incomes*. 2ed .London: George Allen e Unwin, 1976.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, p.407-37, may 1992
- MENEZES, Tatiane; AZZONI, Carlos R. Convergência de renda real e nominal entre as regiões metropolitanas brasileiras: uma análise de dados em painel. In: 28 ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, *Anais...*, Campinas, 2000.
- MENEZES, Tatiane; FERREIRA JR, Dúlcio. Migração e convergência de renda. ANAIS DO FÓRUM BANCO DO NORDESTE DE ECONOMIA E 8 ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, *Anais...*, Fortaleza, 2003.

- MENEZES-FILHO, Naércio; FERNANDES, Reynaldo; PICCHETTI, Paulo. A evolução da distribuição de salários no Brasil: fatos estilizados para as décadas de 80 e 90. In: HENRIQUES R. (org.), *Desigualdade e pobreza no Brasil*, Rio de Janeiro, IPEA, 2000.
- MENEZES-FILHO, Naércio A. Educação e desigualdade. In: LISBOA, Marcos de; MENEZES-FILHO, Naércio A. (org.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*, Rio de Janeiro: Contra Capa, 2001.
- MOREIRA, Maurício M.; NAJBERG, Sheila. O impacto da abertura comercial sobre o emprego: 1990-1997. In: GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M. M. (orgs). Rio de Janeiro: BNDES, p.469-495, 1999.
- NELSON, Richard; PHELPS, Edmund. Investment in humans, technological diffusion, and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 41, p. 45-70, 1993.
- NELSON, Richard; WINTER, Sidney G. An evolutionary theory of economic change. Cambridge: Harvard University Press, 1982.
- NERI, Marcelo. Dynamics of Income Distribution in Brazil. In: 25 ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, *Anais...*, vol.2, p.1141-56, Recife, dez. 1997.
- NERI, Marcelo; CONSIDERA, Cláudio. Crescimento, desigualdade e pobreza: o impacto da estabilização. In: *A economia Brasileira em Perspectiva*, Rio de Janeiro: IPEA, 1996, vol. 1.
- OXLEY, L; GREASLEY, D. A time série perspective on convergence: Austrália, UK and USA since 1870. *The Economic Record*, vol. 71, p.259-270, 1995.
- PEROTTI, Roberto. Growth, Income distribution, and democracy: what the data say. *Journal of Economic Growth*, vol. 1, p.149-187, jun. ,1996.
- PERSON, T; TABELLINI, Is Inequality harmful for growth ?. *American Economic Review*, vol. 84, p.600-62, 1994.
- PFEFFERMAN, G & WEBB, R. Pobreza e distribuição de renda no Brasil. In: *Revista Brasileira de Economia*, vol. 37(2), abr./jun. 1983.
- PORTO JUNIOR, Sabino da Silva; RIBEIRO, Eduardo P. Dinâmica de crescimento regional – uma análise empírica da região sul. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza v.31. n. Especial, p.454-482, nov. 2000.
- QUAH, Danny (a). Empirical cross-Section dynamics in economic growth. *European Economic Review*, vol. 37, p.426-434, 1993.

- QUAH, Danny (b). Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 95, p.427-443, 1993.
- QUAH, Danny (a). Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review*, vol. 40 (6), p.1353-1375, june 1996.
- QUAH, Danny (b). Twin peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics. *Economic Journal*, vol. 106, p. 1045-55, 1996.
- QUAH, Danny. Empirics for growth and distribution: polarization, stratification, and convergence clubs. *Journal of Economic Growth*, vol.2 (1), p. 27-59, march 1997.
- RAMOS, Lauro. A Distribuição de rendimentos no Brasil 1976/85. Rio de Janeiro: IPEA, 1993. (Texto para Discussão 135).
- RAMOS, Lauro; REIS, José Guilherme Almeida. Emprego no Brasil nos anos 90. Rio de Janeiro: IPEA, março 1997. (Texto para Discussão 468)
- RAMOS, Lauro; ÁVILA, Marcelo de. Nível de bem-estar social no brasil metropolitano: uma comparação inter-regional. Rio de Janeiro: IPEA, junho 2000. (Texto para Discussão n. 730)
- RAMOS, Lauro; VIEIRA, Maria Lúcia. Determinantes da desigualdade de rendimentos no Brasil nos anos de 1990: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. In: HENRIQUES R. (org.), *Desigualdade e Pobreza no Brasil*, Rio de Janeiro: IPEA, 2000.
- RAMOS, Lauro; VIEIRA, Maria Lúcia. Desigualdade de rendimentos no Brasil nas décadas de 80 e 90: evolução e principais determinantes. Rio de Janeiro: IPEA, Junho 2001. (Texto para Discussão n. 803).
- RAMSEY, Frank P. A Mathematical Theory of Saving. *Economic Journal*, vol.38, p.543-59, dec. 1928.
- RAVALION, Martin; CHEN, Shaohua. Measuring Pro-Poor Growth. Development Research Group, *WORLD BANK*, Washington, August 2001.
- RAY, Debraj. *Development economics* . Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1998.
- ROBINSON, Sherman. Income distribution in developing countries. toward an adequate long-run model of income distribution and economic development. *American Economic Review*, vol. 66, n.5, p. 122-127, 1976.

- ROCHA, Sonia. Linhas de pobreza para as regiões metropolitanas na primeira metade da década de 80. In: 16 ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, *Anais...*, vol.4, Belo Horizonte, dez. 1988.
- _____. Do consumo observado à linha da pobreza. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, n.27, ano2, p.313-51, ago. 1997.
- _____. Desigualdade regional e pobreza no Brasil: a evolução – 1981/95. Rio de Janeiro, IPEA, *Texto para Discussão 567*, Junho 1998.
- _____. Pobreza e Desigualdade no Brasil: O esgotamento dos efeitos distributivos do Plano Real. Rio de Janeiro: IPEA, *Texto para Discussão 721*, abril 2000.
- _____. Estimção de Linhas de Indigência e de Pobreza: Opções Metodológicas no Brasil. In: Henriques (org.), *Desigualdade e Pobreza no Brasil*, Rio de Janeiro, IPEA, 2000.
- _____. Medindo a pobreza no Brasil: evolução metodológica e requisitos de informação básica. LISBOA, Marcos de; MENEZES-FILHO, Naércio A. (org.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*, Rio de Janeiro: Contra Capa, 2001.
- _____. *Pobreza no Brasil. Afinal de que se trata ?*. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2003.
- RODRIK, Dani; ALESINA, Alberto. Distributive politics and economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, may 1994.
- RODRIGUES, Otávio. *Teoria do subdesenvolvimento da CEPAL*. Rio de Janeiro: Forense Universitária, 1981.
- ROMÃO, Maurício Costa. *Pobreza: conceito e mensuração*. Brasília-DF: Programa Nacional de Pesquisa Econômica, *Cadernos de Economia n 13*. 1993.
- ROMER, Paul. Increasing Returns and Long Run Growth. *Journal of Political Economy*. V.94. p.1002-1037, oct. 1986.
- _____. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, vol. 98, p. 571-602, 1990.
- _____. The origins of endogenous growth. *Journal of Economics Perspectives*. Vol. 8, n.1, p.3-22, 1994.
- ROS, Jaime. *Development theory e the economics of growth*. University of Michigan, 2000.
- ROSSI, José W. Índices de desigualdade de renda e medidas de concentração industrial. Rio de Janeiro: Zahar, 1982.

- SALA-I-MARTIN, Xavier. The classical approach to convergence analysis. *The Economic Journal*, vol. 106, p.1019-36, jul. 1996.
- SALA-I-MARTIN, Xavier. 15 Years of new growth economics: what have we learnt. *Discussion Paper 0102-47*, Department of Economics – Columbia University, New York, april, 2002.
- SALA-I-MARTIN (a). *The disturbing rise of global income inequality*. NBER Working Paper Series n.8904, Cambridge, april, 2002.
- SALA-I-MARTIN (b). *The world distribution of income estimated from individual country distributions*. NBER Working Paper Series, n.8933, Cambridge, may, 2002.
- SEDLACEK, G; BARROS, R. P. (orgs). Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea. Rio de Janeiro: ipea, 1989.
- SCHULTZ, Theodore W. Optimal Investment in College Instruction: equity and efficiency. *Journal of Political Economy*, vol 80 (3), 1972.
- SEN, Amartya. On economic inequality. Oxford University Press, 1973.
- SINGER, Paul. Desenvolvimento e repartição da renda do Brasil. In: TOLIPAN, Ricardo, TINELLI, Arthur Carlos. a controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento. Rio de Janeiro: Zahar, 1975.
- SINGER, Paul. *Dominação e desigualdade: estrutura de classe e repartição de renda no Brasil*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1981. (Coleção Estudos Brasileiros v.49).
- SILVERMAN, B. W. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London; New York: Chapman and Hall, 1998.
- SISTEMA DE RECUPERAÇÃO AUTOMÁTICA – SIDRA/IBGE. Disponível em: www.ibge.gov.br . Acessado em 15 de junho de 2003.
- SOLOW, Robert. A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, LXX, p.65-94, feb, 1956.
- SOUZA, Nali de Jesus de; PORTO JUNIOR, Sabino da Silva. Crescimento regional e novos testes de convergência para os municípios da região nordeste do Brasil. FÓRUM BANCO DO NORDESTE DE ECONOMIA E 7º ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, *Anais...*, Fortaleza (Ce), 2003.
- SPANOS, Aris. *Probability theory and statistical inference. econometric modeling with observational data*. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

- STIGLITZ, J; WEISS, A. credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review* 71, p. 393-410, 1981.
- SYLWESTER, KEVIN. Income inequality, education expenditures and growth. *Journal of Development Economics*, Vol. 63, p.379-398, 2000.
- SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, vol. 32, N. 63, p.334-361, nov. 1956.
- TAVARES, Maria da Conceição. Distribuição de renda, acumulação e padrões de industrialização. In: TOLIPAN, Ricardo, TINELLI, Arthur Carlos. *A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento*. Rio de Janeiro: Zahar, 1975.
- TEMPLE, Jonathan. The new growth evidence. *Journal of Economic Literature*. Vol. 37, p.112-156, march 1999.
- TOLIPAN, Ricardo, TINELLI, Arthur Carlos. *A controvérsia sobre distribuição de renda e desenvolvimento*. Rio de Janeiro: Zahar, 1975.
- UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAM - UNDP. Human Development Report 2002: New York: Oxford University Press, 1999.
- UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAM - UNDP. Human Development Report 2002: New York: Oxford University Press, 1999
- VERGOLINO, José Raimundo de O.; MONTEIRO NETO, A. Crescimento econômico e convergência da renda nos estados do nordeste brasileiro. *Anais Encontro da ANPEC.*, p.440-457, 1996.
- _____. A dinâmica do crescimento econômico das capitais dos estados no Brasil: uma interpretação do período 1970-1991. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza v.28, n. especial, p.13-30, julho 1997.
- WELLS, John. Distribuição de Rendimentos, Crescimento e a Estrutura de Demanda no Brasil na década de 60. In: TOLIPAN, Ricardo, TINELLI, Arthur Carlos. *A Controvérsia sobre Distribuição de Renda e Desenvolvimento*. Rio de Janeiro, Zahar, 1975.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Econometric analysis of cross-section and panel data*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2002.
- _____. *Introductory econometrics: a modern approach-2E*. Mason, Ohio: Thomson South – Western, 2003.

WONG, Kar-yin. *International Trade in Goods and Factors Mobility*. London England, Massachusetts Institute of Tecnological, 1995.

WOOD, A. Openess and wage inequality in developing countries: the latin american challenge to east asian convencional wisdom. *World Bank Economic Review*, Vol. 11, n. 1, 1998.

ZINI JUNIOR, Álvaro A. Regional income convergence in brazil and its socio-economic determinants. *Revista de Economia Aplicada*, Vol. 2, 1998.