ANÁLISE DOS DETERMINANTES DA DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL E DIREÇÕES PARA POLÍTICAS PÚBLICAS

LAURA CORRÊA DE BARROS

FUNDAÇÃO JQÀO PINHEIRO
Governo de Minas Gerais

ATA DA DEFESA PÚBLICA DE DISSERTAÇÃO
MESTRADO EM ADMINISTRAÇÃO PÚBLICA
ÁREA DE CONCENTRAÇÃO: GESTÃO ECONÔMICA

Aos 12 (doze) dias do mês de dezembro de 2006, foi realizada a defesa pública da dissertação intitulada *"ANÁLISE DOS DETERMINANTES DA DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL E DIREÇÕES PARA POLÍTICAS PÚBLICAS",* elaborada por *Laura Corrêa de Barros,* como requisito parcial para obtenção do título de mestre do Programa de Mestrado em Administração Pública: GESTÃO ECONÔMICA, da Escola de Governo Prof. Paulo Neves de Carvalho. Após a apresentação do trabalho, a mestranda foi arguída pelos membros da Comissão Examinadora, composta por Prof. Fábio Augusto Reis Gomes; Prof. Márcio Antônio Salvato e Prof[a] Juliana de Lucena Ruas Riani. A Comissão Examinadora reuniu-se para deliberar e, considerando que a dissertação atende aos requisitos técnicos e acadêmicos previstos na legislação do *programa,* decidiu, por unanimidade, pela APROVAÇÃO da mesma. Este documento expressa o que ocorreu na sessão da defesa e será assinado pelos membros da Comissão Examinadora.

Belo Horizonte, 12 de dezembro de 2006.

Prof. Fábio Augusto Reis Gomes (Orientador) – EG/FJP

Prof. Márcio Antônio Salvato – PUC/MG

PrqH Juliana de Lucena Ruas Riani - EG/FJP

Laura Corrêa de Barros

ANÁLISE DOS DETERMINANTES DA DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL E DIREÇÕES PARA POLÍTICAS PÚBLICAS

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado em Administração Pública da Fundação João Pinheiro - Escola de Governo Professor Paulo Neves de Carvalho como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Administração Pública.

Orientador: Prof. Dr. Fábio Augusto Reis Gomes

Fnfase: Gestão Econômica

BELO HORIZONTE
2006

Corrêa dc Barcos, Laura.

Análise dos determinantes da desigualdade dc renda no Brasil e direções para políticas públicas. Belo Horizonte, 2006.

137 f.

Orientador; Prof. Dr. Fábio Augusto Reis Gomes

Dissertação (mestrado) - Fundação João Pinheiro, Escola dc Governo Professor Paulo Neves de Carvalho, Programa de Mestrado cm Administração Pública.

Bibliografia.

1. Desigualdade. 2. Renda. 3. Políticas Públicas. 4. Determinantes da desigualdade.

Laura Corrêa de Barcos

Análise dos determinantes da desigualdade de renda no Brasil e direções para políticas públicas.

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado em Administração Pública da Fundação João Pinheiro - Escola de Governo Professor Paulo Neves de Carvalho como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Administração Pública.

Fábio Augusto Reis Gomes (Orientador) - Fundação João Pinheiro

Juliana Riani - Fundação João Pinheiro

Márcio Antônio Salvato - PUC Minas

A meus pais
Pelo apoio e incentivo persistentes

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, Prof. Dr. Fábio Augusto Reis Gomes, que me incentivou durante toda a minha jornada na busca pelo conhecimento e possibilitou o desenvolvimento desta dissertação.

A todos que, de alguma forma, participaram da realização deste árduo mas gratificante trabalho.

"Think globally, act locally".

Rene Dubos[1]

[1] Rene Jules Dubos (IW1-I982) era "nucrobiologista [pioneiro na descoberta dos antibióticos], educador, escritor c ambientalista americano, nascido rui França". (...) "Foi um dos mais influentes biólogos do século XX e um dos responsáveis pela conscientização do homem a respeito das questões ambientais". (...) "Dubos acreditava que um organismo vivo - seja ele um micróbio, uma pessoa, unia sociedade ou um planeta - só pode ser entendido no contexto das relações que forma com as coisas ao redor". Fonte: hllpi/Avww•gcocilics.coiii^-csabio/cícntislas/renc dubos lilin, acesso cm 10 nov 2*X)íí.

RESUMO

Os objetivos deste estudo foram investigar quais seriam os determinantes da desigualdade de renda no Brasil e avaliar empiricameme a relevância de cada um deles. Assim, foi feita uma resenha da literatura internacional c nacional, apontando os possíveis determinantes da desigualdade de renda, e uma avaliação empírica com o objetivo de mensurar a importância de cada falor a partir de dados dos municípios e estados brasileiros. A base de dados utilizada foi o Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil. Primeiramente, foram desenhadas curvas de Lorenz ponderadas e não ponderadas pela população municipal que indicaram que a desigualdade foi praticamente constante no período considerado e que alguns municípios "ricos" em 1991 podem ter melhorado ainda mais sua posição na distribuição de renda em 2000, Posteriormente, a hipótese de Kuznets sobre desigualdade c crescimento econômico não foi refutada Considerando outros determinantes da desigualdade encontrados na literatura, a renda per capita, a media dos anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais e as linhas de indigência e de pobreza parecem variáveis importantes para explicar a desigualdade de renda medida pelos índices de Gini e L de Theil. Algumas análises complemcntares revelaram que a heterogeneidade étnica é também relevante. Os resultados não permitiram conhecer a direção de causalidade entre a desigualdade e os determinantes estudados, o que dificultou a extração de direções para políticas públicas das análises realizadas. No entanto, argumenta-se que tais políticas devam promover a igualdade de oportunidades, de forma que a desigualdade dc renda possa resultar apenas da desigualdade de esforços individuais.

Palav ras-Chave: 1. Desigualdade. 2. Renda. 3. Políticas Públicas. 4. Determinantes da desigualdade.

ABSTRACT

The purposes of this study were to investigate which are the determinants of income inequality in Brazil and to evaluate the relevance of each of those determinants. Therefore, a review of international and national literature was made to point out the possible determinants of income inequality An empirical evaluation was also conducted to measure the relevance of each determinant based on data available for Brazilian cities and states. The database used was the "Atlas of Human Development in Brazil". First, Forenz curves, pondered and not pondered by each city's population, were drawn and those curves indicated that inequality practically stayed the same during the considered period and some "rich" cities in **1991** may have occupied an even better position in the income distribution in 2000. Afterwards, Kuznets' hypothesis on income and economic growth was not invalidated. Considering other determinants found in the literature, per capita income, mean years of study of 25-year-old people and older and poverty and indigence lines *were found to* be important to explain income inequality measured by Gini and Theil-L indexes. Some complementary analysis revealed that ethnic heterogeneity is also relevant. The results did not allow acknowledging the direction of causality between inequality **and** the other determinants, making it hard to extract directions for public policies from the analysis made However, it is argued that policies should aim to promoting an equality of opportunities, so that income inequality is a result of inequality of personal efforts only.

Key-words: 1. Inequality. 2, Income. 3. Public Policies. 4. Inequality Determinants.

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1: Literatura internacional, resumo e comparação dos principais determinantes da desigualdade c respectivas variáveis empíricas 50

QUADRO 2; Literatura nacional, resumo e comparação dos principais determinantes da desigualdade e respectivas variáveis empíricas 51

QUADRO 3; Comparação resumida entre as literaturas internacional e nacional 53

QUADRO 4: Mapa dc relevância das variáveis estudadas em todos os tipos de regressões realizados 110

I.ISTA DE TABELAS

TABELA 1: Estatística descritiva das variáveis 74

TABELA 2; Coeficientes de Correlação de Pearson entre os logaritmos das variáveis 79

TABELA 3: Regressão com Gini como variável dependente 97

TABELA 4: Regressão com L de Theil como variável dependente 97

TABELA 5: Regressão das variáveis e (In) Gini, primeira combinação: percentual da renda proveniente de transferencias governamentais e percentual dc pessoas com renda per capita menor que R$ 75,50 102

TABELA 6: Regressão das variáveis e (In) Gini, segunda combinação: percentual da renda proveniente de transferências governamentais e percentual de pessoas com renda per capita menor que RS 37,75 103

TABELA 7: Regressão das variáveis e (ln) Gini, terceira combinação, percentual de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferências governamentais e percentual de pessoas com renda per capita menor que R$ 75,50 104

TABELA 8: Regressão das variáveis e (ln) Gini, quarta combinação: percentual de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferências governamentais e percentual de pessoas com renda per capita menor que R$ 37,75 105

TABELA 9: Regressão das variáveis e (In) L de Theil, primeira combinação: percentual da renda proveniente de transferências governamentais e percentual de pessoas com renda per capita menor que R$ 75,50 106

TABELA 10: Regressão das variáveis e (In) L de Theil, segunda combinação: percentual da renda proveniente de transferências governamentais e percentual de pessoas com renda per capita menor que R$ 37,75 107

TABELA 11 Regressão das variáveis e (In) L de Theil, terceira combinação: percentual de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferências governamentais e percentual de pessoas com renda per capita menor que **R$** 75,50 108

TABELA 12: Regressão das variáveis e (In) L de Theil, quarta combinação: percentual de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferências governamentais e percentual de pessoas com renda per capita menor que *R$* 37,75 109

TABELA 13: Estatística descritiva das variáveis estaduais por raça - Brancos 119

TABELA 14: Estatística descritiva das variáveis estaduais por raça - Negros 120

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1: Curva de Lorenz para os municípios brasileiros em 1991, ponderada pela população 82

FIGURA *2:* Curva de Lorenz para os municípios brasileiros em 2000, ponderada pela população 82

FIGURA 3: Curva de Lorenz Generalizada para os municípios brasileiros em 1991, ponderada pela população 83

FIGURA 4: Curva de Lorenz Generalizada para os municípios brasileiros em 2000, ponderada pela população 83

FIGURA 5: Curva de Lorenz para os municípios brasileiros em 1991, não ponderada pela população 84

FIGURA 6: Curva de Lorenz para os municípios brasileiros em 2000, não ponderada pela população 84

FIGURA 7: Curva de Lorenz Generalizada para os municípios brasileiros em 1991, não ponderada pela população 85

FIGURA 8: Curva de Lorenz Generalizada para os municípios brasileiros em 2000, não ponderada pela população 85

FIGURA 9: Regressão Quantil ente renda e população para os municípios brasileiros em 1991 e 2000 87

FIGURA 10: Sobreposição das curvas de Lorenz de 1991 e 2000 para os municípios brasileiros, ponderadas pela população 89

FIGURA 11: Sobreposição das curvas de Lorenz Generalizada de 1991 e 2000 para os municípios brasileiros, ponderadas pela população 89

FIGURA 12: Sobreposição das curvas de Lorenz de 1991 e 2000 para os municípios brasileiros, não ponderadas pela população 90
FIGURA 13: Sobreposição das curvas de Lorenz Generalizada de 1991 e 2000 para os municípios brasileiros, não ponderadas pela população 90
FIGURA 14: Sobreposição das curvas de Lorenz de 1991 e 2000 para os municípios brasileiros, ponderadas e nào ponderadas pela população 91
FIGURA 15: Curva de Kuznets para os municípios brasileiros em 1991 - Gini 98
FIGURA 16: Curva de Kuznets para os municípios brasileiros cm 2000 - Gini 99
FIGURA 17: Curva de Kuznets para os municípios brasileiros em 1991 -- L de Theil 99
FIGURA 18: Curva de Kuznets para os municípios brasileiros em 2000 - L de Theil 99

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO **15**

2 DETERMINANTES DA DESIGUALDADE **17**
2.1 Medidas de desigualdade **17**
2.2 Representações gráficas da desigualdade **18**
2.3 A curva de Kuznets **21**
2.4 Fatores determinantes da desigualdade **27**
2.4.1 Literatura internacional ***28***
2.4.2 Literatura nacional ***38***
2.4.3 Comparação entre literatura internacional e literatura nacional ***49***
2.5 Desigualdades de renda e dc oportunidade **54**

3 METODOLOGIA EMPÍRICA **56**
3.1 Bases de dados **56**
3.2 Dados utilizados como medida para as respectivas variáveis **57**
3.3 Modelo economctrico **61**
3.4 Multicolinearidade **66**

4 RESULTADOS **73**
4.1 Estatística descritiva das variáveis selecionadas e correlações simples **73**
4.2 Curvas de Lorenz e Lorenz Generalizada **81**
4.3 Curvas de Kuznets para os municípios brasileiros **96**
4.4 Regressão linear entre os índices de Gini c L de Theil e demais variáveis selecionadas **101**
4.5 Análises complementares **117**
4.6 Limitações e vantagens da metodologia empírica aplicada **122**

CONCLUSÕES E DIREÇÕES PARA POLÍTICAS PÚBLICAS **125**

REFERÊNCIAS **131**

APÊNDICE **134**

1 INTRODUÇÃO

As causas e as conseqüências da desigualdade de renda são amplamente discutidas na literatura internacional e brasileira. Grande parte dos estudos investiga quais seriam os determinantes desta desigualdade, pois a obtenção de um diagnóstico preciso é fundamental para a formulação de políticas públicas adequadas. Nessa perspectiva, o objetivo deste estudo é duplo: discutir quais seriam os fatores determinantes da desigualdade de renda no Brasil, bem como avaliar cmpiricamente a relevância de cada um deles. A motivação também é dupla: o Brasil está entre um dos países mais desiguais do mundo e uma das características da desigualdade dc renda é seu elevado grau de persistência. Segundo dados dos Indicadores de Desenvolvimento Mundial de 2005, do Banco Mundial, dentre 152 países, o Brasil possui o 8º maior coeficiente de Gini, de valor 59,3.[2] Esta situação é agravada pela dificuldade de se reverter a concentração de renda. Desta forma, o tema sob estudo é de extrema importância, especialmente no que diz respeito ã implementação de políticas públicas, pois possui interferência nos âmbitos social e econômico.

Para alcançar os objetivos propostos, este estudo faz uma resenha da literatura internacional e nacional, apontando os possíveis determinantes da desigualdade de renda, e conduz uma avaliação empírica com o objetivo de mensurar a importância dc cada fator a partir de dados dos municípios e estados brasileiros.

Assim, ao alcançar os objetivos propostos, espera-se identificar quais são os principais determinantes da desigualdade de renda e contribuir para um melhor direcionamento dos

[2] Valor do indico dc Gini para 201)]; ver guia *"Peoph"*, tabela 2 7 intitulada *"Distribution of Income or Consumption"*, Imp //devdata worldbank.or^\vdi2005/Scclion2 *him*.

recursos do Hstado, o que eleva a possibilidade de maior eficiência no atendimento de interesses coletivos.

Além desta introdução, este trabalho está estruturado da seguinte forma; a segunda seção consiste de um resumo geral da literatura sobre os determinantes da desigualdade, a metodologia empírica utilizada é descrita na terceira seção; na quarta seção, são evidenciados os resultados obtidos e na última seção são apresentadas as principais conclusões.

2 DETERMINANTES DA DESIGUALDADE

2.1 Medidas dc desigualdade

Antes dc discutir quais seriam as causas da desigualdade de renda, é necessário discutir como medir tal desigualdade. O índice mais tradicional para medi-la é o coeficiente de Gini, que corresponde à diferença entre a linha de perfeita igualdade[3] e a curva de Lorenz (explicada posteriormente) O Gini varia de zero não há desigualdade - a 1 - a desigualdade é máxima, ou seja, apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros é nula (Atías do Desenvolvimento Humano no Brasil, 200.1) Outra *meàiâa* usual é o índice L de Theil, definido por Hoffmann (1998, p, 107) como o "logaritmo da razão entre as médias aritmética e geométrica das rendas individuais", sendo nulo quando não existir desigualdade e tendente ao infinito quando a renda de qualquer pessoa tende a zero, mas que pode possuir um limite máximo finito calculado a partir dos dados sobre o número dc pessoas da população e as rendas individuais Outra medida de desigualdade é o indice T dc Theil, definido por Hoffmann (1998, p. 107) como o "logaritmo de uma média geométrica ponderada das rendas relativas (...), sendo fatores de ponderação as frações da renda (...)", Segundo Hoffmann (1998), o L de Theil indica a desigualdade entre grupos da população, enquanto o T de Theil indica a desigualdade dentro de cada grupo da população.

' A linha dc perfeita igualdade corresponde ã linha dc 45 graus dcsenliada a partir do pressuposto dc que um dcternünado percentual acumulado da população (representado no eixo horizontal do gráfico) possui o percentual acumulado correspondente da renda (representado no eixo vertical do gráfico) - por exemplo, 10% da população possui 10% da renda, e *assim* por diíwiic.

Outra medida de desigualdade é a razão entre a parcela da renda nacional possuída por diferentes subgrupos da população (por exemplo, os 20% mais pobres). Tal medida pode ser mais informativa do que o Gini e o L de Theil em certas circunstâncias, principalmente para discutir se a desigualdade ocorre porque os ricos são particularmente ricos ou porque os pobres são particularmente pobres. Segundo Glaeser (2005), mesmo empregando medidas diferentes, os estudos costumam produzir resultados semelhantes devido ao alto grau de correlação entre tais medidas. De fato, Medeiros (2006) afirma que o índice de Gini e o índice L de Theií variam apenas quando ocorrem variações na desigualdade de renda relativa.

Conforme já mencionado, o Brasil possui o oitavo maior índice de Gini dentre 152 países Ferreira (2000) afirma que outras medidas de desigualdade, tal como o índice L de Theil, demonstram que o Brasil é um país muito desigual, apesar da comparação com outros países ser dificultada pela não disponibilidade destas medidas para muitos deles.

Segundo Glaeser (2005), a maioria dos estudos sobre desigualdade focam a renda, mas a desigualdade pode também ser calculada, por exemplo, pela riqueza ou consumo. Não obstante, o autor afirma que, em geral, não existem dados sobre riqueza e consumo que permitam a realização de análises empíricas. O presente estudo também utiliza a desigualdade de renda.

2.2 Representações gráficas da desigualdade

Conforme discutido por Medeiros (2006), é possível utilizar diferentes representações gráficas para avaliar a desigualdade, tais como a Curva de Quantis, o Gráfico ou Parada de Pen, a Curva de Lorenz, a Curva de Lorenz Generalizada e a Curva de Concentração.

Segundo esse autor, os gráficos permitem uma visualização direta e simples da desigualdade e facilitam a comparação entre diferentes amostras e ao longo do tempo.

Hm relação à Curva de Quantis, Medeiros (2006) explica que esta une o valor dos rendimentos *do* indivíduo mais rico de cada grupo da população em um *gráfico no* qual *o* eixo horizontal representa quantidades dc pessoas por meio de frações da população e o eixo vertical representa o valor da renda das pessoas. Desta forma, ê possível visualizar a parcela de renda possuída por diferentes grupos populacionais de igual tamanho.

Conforme Medeiros (2006), o Gráfico ou Parada de Pen apresenta desenhos de pessoas, sendo que o nível de renda é diretamente proporcional à altura desses desenhos. Assim, a desigualdade de rendimentos é associada à desigualdade da altura das pessoas. O gráfico consiste na representação da estatura (metros) no eixo das ordenadas c na representação do tempo (minutos) no eixo das abscissas. Este gráfico é comumente utilizado para representar a distribuição dos rendimentos domiciliares per capita da população (rendimentos médios das frações de população)

Como a Parada de Pen permite a visualização de desigualdades absolutas, Medeiros (2006) destaca que a comparação entre uma população muito rica com uma população muito pobre por meio desse artificio é uma tarefa complicada. A Curva de Lorenz pode resolver tal problema, pois permite comparar a desigualdade entre populações dc tamanho ou níveis de renda diferentes. Isto ocorre porque a Curva de Lorenz indica quanto cada fração da população possui da renda total, facilitando a comparação das distribuições de uma mesma população ao longo do tempo ou entre populações com níveis de riqueza diferentes. Assim, essa curva apresenta exclusivamente a desigualdade relativa, sendo indiferente ao nível da distribuição de renda. Conforme Medeiros (2006), originalmente, essa curva representava as percentagens da população no eixo vertical e as percentagens da riqueza no eixo horizontal;

atualmente, tal curva é construída por um eixo que representa as frações acumuladas da população e outro que representa as frações acumuladas da riqueza total.

Em relação à Curva de Lorenz Generalizada, Medeiros (2006) afirma que esta é uma Curva de Lorenz que não foi normalizada pela renda e que apresenta a forma e o nível da distribuição (como a Curva de Quantis), permitindo comparar níveis de bem-estar de diferentes distribuições, independente do tamanho das populações. Segundo o autor, a Curva de Lorenz Generalizada é obtida por meio da multiplicação dos valores de renda da Curva de Lorenz pela média da distribuição, representando o comportamento da renda acumulada ao longo da população e facilitando a constatação, se for o caso, de que uma distribuição **c** mais desigual do que outra.

Medeiros (2006) descreve também a Curva de Concentração, que representa grupos de renda e permite estudar, por exemplo, a progressividade da distribuição de bens ou serviços públicos e transferencias segundo grupos de renda ou a distribuição dos componentes da renda total das famílias. O autor afirma que, enquanto a Curva de Lorenz se refere à distribuição de uma única variável ao longo da população, a Curva de Concentração envolve a distribuição de duas variáveis. Assim, a Curva de Lorenz pode ser entendida como um caso particular de Curva de Concentração.

De acordo com Medeiros (2006), enquanto as curvas de Lorenz e de Concentração representam apenas desigualdades relativas, a Curva de Quantis, a Parada de Pen e a Curva de Lorenz Generalizada permitem também a visualização de desigualdades absolutas. O autor destaca ainda que a distribuição de renda pode ser indicada como uma medida de bem-estar, mas tal indicação pode ser questionável, pois "bem-estar" é subjetivo, podendo também ser medido por meio de uma série de outros indicadores, tais como a existência de bens não mercantis ou serviços públicos gratuitos. De todo modo, esse autor destaca que a análise

dessas curvas pode ser útil para investigar o efeito de políticas públicas para cada segmento social e para a sociedade como um todo.

Dentre as representações gráficas discutidas nesta seção, as curvas de *Lorenz* e Lorenz Generalizada são implementadas neste trabalho. A seleção de tais curvas é justificada por sua maior utilização em estudos sobre a desigualdade comparativamente às demais representações gráficas.

2.3 A curva de Kuznets

Kuznets (1955) é freqüentemente citado na literatura sobre desigualdade de renda devido à sua hipótese de que, inicialmente, a desigualdade aumenta com o crescimento econômico, atingindo um nivel máximo, e posteriormente diminui, relação esta que resulta em uma curva com formato de "IJ" invertido. Para chegar a tal conclusão, o autor aborda o caráter e as causas de mudanças de longo prazo na distribuição pessoal da renda, buscando delinear, a partir de inferências teóricas mais do que análises empíricas, os fatores relevantes em relação ao histórico e às tendências evolutivas da desigualdade de renda.

Observando somente dados dos Hstados Unidos, Inglaterra e Alemanha, Kuznets (1955) sugere que a distribuição de renda parece tender para a igualdade. O autor também verificou que a renda per capita desses países aumenta de forma significativa ao longo dos anos. Assim, a redução na desigualdade ocorre pelo aumento da parcela da renda per capita de grupos "mais baixos'* em ritmo maior do que de grupos "mais altos". Se o aumento da renda per capita fosse distribuído de forma que a parcela da renda de todos os grupos crescesse em um mesmo ritmo, a desigualdade permaneceria estável.

Kuznets (1955) especula sobre a estrutura industrial da distribuição da renda - transição do modo de produção agrícola para industriais e urbanos -, partindo de certos pressupostos: a renda per capita média da população rural é, em geral, menor do que a da população urbana, o percentual da renda do setor agrícola sobre a renda total diminui ao longo do tempo; e a desigualdade na população rural é menor do que na população urbana. Com base nesses pressupostos, Kuznets (1955) conclui que, todos os demais fatores constantes, a diferença relativa na renda per capita entre populações urbana e rural tende a ser ampliada porque a produtividade urbana cresce mais rapidamente do que a agrícola, o que acarretaria em aumento da desigualdade de renda. Além disso, o autor acredita que indivíduos que nascem em centros urbanos são mais capazes de obter maiores rendas em relação a indivíduos "imigrantes" de setores agrícolas ou de fora do país. Outras possibilidades citadas por Kuznets (1955) são o aumento gradual da eficiência dos indivíduos devido ao maior tempo que passam no cenário urbano e o aumento do poder político e pressões dos grupos "mais baixos" das sociedades democráticas para a criação dc legislações que permitam compensar efeitos da rápida industrialização e distribuir a renda mais adequadamente.

Assim, Kuznets (1955) argumenta que, em estágios mais iniciais do crescimento, é provável a observação de condições pouco favoráveis aos grupos "mais baixos", tal como o fator demográfico (a população pobre cresce em ritmo maior do que a rica) e o aumento rápido de ganhos dc novos empreendimentos e manutenção temporária desses ganhos pelos grupos "mais ricos", já o declínio da desigualdade em estágios mais avançados da industrialização pode ser justificado pelos demais fatores supracitados e pela progressividade dos impostos e pelo aumento de auxílios governamentais a grupos "mais baixos".

Segundo Glaeser (2005), a curva de Kuznets ocorre devido a fatores econômicos c políticos. Com o avanço da industrialização, o governo assumiria uma postura mais ativa quanto à redistribuição da renda, fazendo com que a desigualdade diminua com o

desenvolvimento. Outros fatores também se tornariam relevantes, tais como o tamanho do governo, o aumento do capital humano, as políticas direcionadas para cidadãos mais pobres e a transformação da força de trabalho agrária cm trabalhadores industriais agrupados que podem se organizar. Considerando um conjunto amplo de países, Glaeser (2005) não refuta a curva de Kuznets

Thornton (2001) afirma que a evidência empírica favorável à hipótese de U invertido ainda é fraca. O próprio estudo de Kuznets sofre duas críticas contundentes: a utilização de uma amostra reduzida (um grupo de apenas 3 países) e a falta de comparabilidade dos dados de diferentes países Para contornar estes problemas, Thornton (2001) utiliza dados comparáveis de 96 países, provenientes do estudo de Deininger e Squire (1996) e não rejeita a hipótese de Kuznets de U invertido.

Há também um debate sobre qual seria a forma funcional (paramétrica) adequada para investigar a hipótese de U invertido. Para superar tal debate, Mushinski (2001) utiliza uma análise nào-paramétrica e, como subproduto, seus resultados indicam que o uso de um polinômio de grau maior do que dois parece mais apropriado para testar a curva de Kuznets. Mais especificamente a partir de análises paramétricas, Mushinski (2001) conclui que um polinômio de quarto grau apresenta coeficientes estatisticamente significativos. Esse autor utilizou dados do censo decenal de 1990 sobre a renda de 212 regiões nativo-americanas dos Estados Unidos.

Vanhoudt (2000) também discute a curva de Kuznets, utilizando um modelo no qual a renda per capita c a desigualdade são determinadas endogenamente. Vanhoudt (2000) argumenta que a renda per capita mensurada a partir do PIB (Produto Interno Bruto) pode não ser uma medida adequada para o nível de "desenvolvimento", uma vez que os países passam por crises temporárias. Porém, tais crises não distorcem os fundamentos do crescimento econômico, tais como investimento em capital humano e físico, além do progresso

tecnológico. Para contornar tal problema, esse autor realiza uma análise sobre as disparidades salariais entre trabalhadores muito qualificados e trabalhadores sem qualificação. O autor utiliza os dados sobre desigualdade organizados por Deininger e Squire (1996), além de dados sobre investimento em capital físico e crescimento da população ativa da *Venn World Table*[4] e sobre gasto governamental (percentual do PIB) em educação de Barro e Lee (1994)[5]. A partir desses dados, Vanhoudt (2000) não rejeita a hipótese de Kuznets, mas argumenta que alterações na desigualdade não mais são explicadas por mudanças na força de trabalho, mas sim por respostas a políticas públicas e políticas macroeconômicas, bem como a mudanças nos estoques de capital.

Alguns estudos brasileiros investigam a ocorrência da curva de Kuznets. Um desses estudos é o de Bêmi, Marquetti c Kloeckner (2002), que investigam a relação entre a desigualdade da renda em 1991 e o nível de renda per capita em 1990 dos 333 municípios do Rio Cirande do Sul. A investigação é feita considerando diferentes setores de produção, uma vez que a região possui uma importante tradição agrícola. Esses autores não rejeitam a hipótese de Kuznets, mas apresentam ressalvas, particularmente quanto ao setor agropecuário, no qual a curva com formato de "U" invertido não é observada. Bêmi, Marquetti c Kloeckner (2002, p. 17) ainda especulam que a "ausência de medidas de política econômica específicas destinadas a quebrar o ciclo êxodo rural-informalização urbana"[11] pode ser o "maior empecilho à criação de uma sociedade igualitária".

Outros autores que investigam a curva dc Kuznets com base em dados municipais brasileiros são Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004). Primeiramente, os autores investigam a hipótese de Kuznets com base em dados dos anos de 1970, 1980 e 1991, analisando a relação entre o índice L de Theil e a renda per capita em salários mínimos, antes e depois de excluídos municípios com renda per capita muito acima da média. Em geral, os autores verificaram que:

[4] Ver Imp**7**/pwi ccon upenn.edu/php sne/pwt index php.
[5] Ver Vanhoudt (2000) para referência completa dc Barro. R. & Lee, **J.** (1994)

a) para o ano de 1970, o coeficiente da renda ao quadrado nào é estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%, mas os sinais dos coeficientes da renda e da renda ao quadrado validam a hipótese de Kuznets; b) para o ano de 1980, os coeficientes da renda e da renda ao quadrado não são estatisticamente significativos e os sinais dos coeficientes geram uma curva no formato de "U" regular, e c) para o ano de 1991, os coeficientes foram estatisticamente significativos ao nível de significância de 5%, mas mantém o formato de *'IT regular tal como o observado no ano de 1980. Os autores afirmam que o R^2 foi baixo em todos os anos, o que pode indicar que outros fatores devem influenciar o índice de desigualdade.

Posteriormente, Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004) estimam um modelo em painel empregando um estimador de efeitos fixos[6] (considerado o mais adequado pelos autores) e um *estimaâor* de *efeitos aleatórios*[5] - *antes e* depois de excluídos os *"ou/i/ers"* (municípios *com* renda per capita muito acima da média). Os autores destacam que dados de painel, além de evitar problemas de viés das estimativas feitas com dados de corte transversal* que não modelam características específicas de cada município permitem também analisar o processo de desenvolvimento. Ao final dos testes, esses autores confirmam a validade da curva com formato de "U" invertido para municípios gaúchos, mas destacam que as curvas são específicas para cada município (cada município apresenta um intercepto).

Jacinto e Tejada (2004) também investigam a hipótese de Kuznets e, ao fazer uma resenha sobre os trabalhos posteriores ao artigo original de Kuznets (1955), esses autores afirmam que os resultados obtidos em estudos diversos não foram sempre favoráveis à hipótese de **IJ" invertido. Jacinto e Tejada (2004) usam dados dos municípios do Nordeste do Brasil (renda per capita c índice I, de Theil) e não rejeitaram a hipótese de Kuznets. Os

[6] Segundo Slock e Walson (2004), imi eslimador dc efeitos fixos considera diferenças cnlrc municípios que n;lo variam ao longo do lempo c um eslimador dc efeitos fixos temporais considera diferenças que \ariam ao longo do tempo, mas siio constantes entre municípios.

Segundo Slock e Walson (2(K>4). um estimador de efeitos aleatórios considera que os termos dc erro podem estar correlacionados a variações enlrc entidades e ao longo do tempo

[5] Slock c Walson (2004) definem dados de corte transversal ou seccional (ou *crowt svcdon)* como dados dc diferentes entidades cm um único período dc lempo.

mesmos autores sugerem que outros estudos incorporem dimensões diferentes da renda, envolvendo dados sobre a qualidade de vida - taxa de mortalidade infantil, esperança de vida ao nascer, acesso a tratamento sanitário e água potável, taxa de analfabetismo, taxa de matrícula no ensino básico, etc.

Outro estudo brasileiro que busca verificar a ocorrência da curva de Kuznets é o de Salvato et al. (2006). Os autores usam dados de 1991 e 2000 do Atlas do Desenvolvimento Humano relativos aos municípios de Minas Gerais.

Salvato et al. (2006) citam o estudo de Deutsch e Silber (2000) para explicar as razões da retomada recente do interesse pela relação entre a desigualdade de renda e o desenvolvimento econômico, razões estas ligadas à emergência de teorias *"new-growth",* disponibilidade de dados e novas aplicações da *tcona* da escolha pública. Esses autores aproveitam a categorização de Deutsch e Silber (2000) em relação a teorias que buscam evidenciar a relação entre desigualdade de renda e desenvolvimento econômico.

Segundo Salvato et al. (2006), na primeira categoria estão os modelos de economia dual (Kuznets é o autor pioneiro), que partem do princípio de que a troca da população entre setores é responsável pelo aumento inicial da desigualdade: a transição do setor agrícola para o setor não-agricola causa uma concentração da renda até um limite. Posteriormente, a renda passa a ser mais bem distribuída com o rápido aumento da produtividade per capita nas atividades industriais. Na segunda categoria estão os modelos *"new-growth",* relacionados à imperfeição de mercados de capitais (causa da concentração inicial de renda) e à importância de investimento em capital humano. Na terceira e última categoria estão os modelos de escolha pública, a partir das quais há interferência política na esfera econômica: o eleitor mediano[9] exprime suas preferências, podendo subsidiar o investimento dos pobres e promover reduções na desigualdade de renda.

' A teoria do eleilor mediano foi originalmente descrita por Duncan Black, em 1948. no seu artigo *"On the Rationale ofCimup Decision-making". **Journal of Political Economy,*** Vol 56. No. **I** (Feb 1948). pp. 2.1-34.

Salvato et aí. (2006) afirmam ainda que a literatura brasileira relativa à desigualdade dc renda não enfatiza o estudo sobre a teoria de Kuznets, mas sim o estudo da pobreza e das desigualdades sociais, com destaque para o crescimento pró-pobre, ou seja, crescimento que reduz a pobreza.

Esses autores afirmam ainda que a curva de Kuznets é freqüentemente testada a partir de dados de corte transversal ou *cross-section* - uma ou mais variáveis cm um único ponto no tempo - mas esse método ignora diferenças entre as entidades pesquisadas relativas à evolução da renda e da desigualdade - tal como destacado também por Bagolin, Gabe e Ribeiro, (2004) •-, o que justificaria a utilização de dados em painel. Salvato et al. (2006) combinam séries de tempo e dados de corte transversal e realizam uma regressão chamada *"pooled cross-sect ion"*, além dos estimadores de efeitos fixos e efeitos fixos temporais e efeitos aleatórios. Esses autores testam os 853 municípios mineiros e concluem que a curva de Kuznets é mais bem observada a partir de uma regressão com efeitos fixos (coerente com os achados de Bagolin, Gabe e Ribeiro, 2004). Os autores ressaltam ainda que, a partir da abordagem de efeitos fixos, é possível traçar uma curva para cada município, pois os interceptos são diferentes entre eles - os municípios apresentam diferentes trajetórias de desenvolvimento.

2.4 Fatores determinantes da desigualdade

Recentemente, Glaeser (2005) realizou uma resenha da literatura sobre desigualdade, explicitando como a desigualdade está relacionada a vários fatores. O autor argumenta ainda que as implicações das pesquisas sobre desigualdade para as políticas públicas ainda não são

claras, o que remete para a necessidade de aprofundar estudos sobre a questão. De forma análoga, Ferreira (2000) afirma que a desigualdade não possui apenas um determinante e suas causas, em qualquer lugar do mundo, são variadas e complexas. Destarte, é crucial identificar causas cujos efeitos sobre a desigualdade ocupam posições de destaque, tarefa relevante na medida em que, conforme já mencionado, o Brasil é um dos países mais desiguais do mundo.

2.4.1 Literatura internacional

Ao longo do tempo, percebeu-se que a renda tinha um poder explicativo limitado em relação à desigualdade. De fato, ao tentar explicar por que os Estados Unidos é um país mais desigual do que outros países desenvolvidos, tais como os da Europa. Glaeser (2005) considera vários fatores, dentre os quais destacam-se dois: o étnico e o institucional

Segundo Glaeser (2005), desigualdade e heterogeneidade étnica são muito correlacionados, e existe maior heterogeneidade étnica nos Estados Unidos do que na Europa, o que pode justificar a menor mobilização pelo bem-estar geral. Uma explicação histórica cilada pelo autor para essa diferença está relacionada à imigração e ao uso de escravos, outra explicação envolve a maior propensão das pessoas a distribuir e aceitar políticas de redistribuição quando estão entre outros indivíduos da mesma raça do que de raças diferentes.

Sobre as Instituições Políticas, Glaeser (2005) afirma que a representação proporcional e o majoritarismo podem causar impacto no grau de redistribuição. Outra hipótese do autor é a de que instituições políticas americanas impedem a expansão do Estado de bem-estar. Algumas das características do governo americano colocadas por Glaeser (2005) são majoritarismo, federalismo e *"checks and balances"* (separação e equilíbrio entre poderes).

De forma diversa, as instituições políticas européias foram influenciadas pelas duas guerras mundiais, e as diferenças com relação às instituições americanas decorrem do fato de *que* muitas constituições européias foram reescritas por políticos de esquerda (período de derrota militar dos monarcas) Segundo Glaeser (2005), essas e outras questões sobre instituições políticas podem contribuir para explicar a diferença entre os níveis observados dc desigualdade americana c européia.

As análises sobre modelos eleitorais, desigualdade e redistribuição apontam para o fato de que uma maior desigualdade pode significar que os ricos possuem mais recursos que podem ser usados para exercer influências e defender seus interesses junto ao governo. Outra possibilidade é a de que grandes espaços entre ricos e pobres podem também prejudicar a democracia e as regras legais se as elites preferem ditadores que protegerão seus interesses ou se os mais carentes buscam um ditador que promete ignorar direitos de propriedade. Glaeser (2005) também levanta a possibilidade de que, em países mais desiguais, os ricos podem estar dispostos a repartir algum poder com os pobres devido ao medo de expropriação e também com o objetivo de obter apoio de massas pobres.

Conforme Glaeser (2005), índices mais elevados de desigualdade estão relacionados a baixo risco de expropriação, contudo, o autor afirma que outras medidas relacionadas à proteção dos direitos de propriedade e desigualdade podem mostrar uma relação contrária Portanto, a evidência não é conclusiva, já que outros estudos realizados com outras medidas similares de expropriação e de direitos de propriedade resultaram em conclusão oposta.

Glaeser (2005) afirma que não há clareza quanto à direção de causalidade entre redistribuição e desigualdade; o aumento de desigualdade pode fazer com que os eleitores prefiram mais políticas redistributes[10] ou pode diminuir a demanda por essas políticas, se os

[IM] O falo dc que eleitores preferem mais políticas redistribuídas pode indicar relação negativa entre desigualdade c crescimento: conforme Alcsina c Rodnk (1994). a desigualdade prejudica o crescimento porque eleva cuslos com polilicas redislnbuiivas; mas. conforme Glaeser (2005), se essa interpretação está correta, não faria sentido combater a desigualdade com redistribuição. pois a redistribuição é o problema criado pela desigualdade.

grupos com mais recursos optam por influenciar os resultados políticos Glaeser (2005) afirma ainda que grandes diferenças dc desigualdade entre países podem refletir o colonialismo, mas diferenças iniciais na desigualdade também influenciaram instituições e estruturas políticas, o que pode ter exacerbado desigualdades econômicas.

Em relação ao colonialismo, You and Khagram (2004) citam a correlação entre experiência colonial e sistema legal Acemoglu, Robinson e Johnson (2001), utilizando alguns dados semelhantes aos dados posteriormente utilizados por You e Khagram (2004), estudaram a influência de instituições implementadas por formas particulares de colonização, como o extrativismo, sobre a renda per capita de diferentes países. Esses autores argumentam que as colônias nas quais os colonizadores europeus enfrentavam altas taxas de mortalidade eram mais propensas a serem exploradas por meio de instituições extrativas, cujos traços persistem até o momento atual. Assim, Acemoglu, Robinson e Johnson (2001) afirmam que tais instituições possuem, prcsumidamente, efeitos na renda per capita.

Acemoglu, Robinson e Johnson (2001) argumentam que diferenças em instituições c direitos de propriedade tém sido freqüentemente abordadas em pesquisas, e apontam ainda que países com melhores instituições, maior proteção aos direitos de propriedade e menos políticas distorcidas investem mais em capital físico e humano e, conseqüentemente, atingem um maior nível de renda. Os autores afirmam ainda que existem suportes empíricos para a correlação positiva entre medidas de direitos de propriedade e desenvolvimento econômico; apesar disso, evidências empíricas confiáveis sobre o efeito das instituições na performance econômica são mais raras.

Voltando ao estudo de Glaeser (2005) e os fatores determinantes da desigualdade por ele enumerados, o autor coloca que não se sabe ao certo a direção de causalidade entre desigualdade e corrupção; contudo, uma possibilidade é a de que a desigualdade em si pode influenciar toda a estrutura das instituições políticas; mais uma vez, os impactos dependem do

poder dos ricos e dos pobres de influenciar decisões políticas De fato, You e Khagram (2004) sugerem que há uma conexão entre desigualdade e corrupção, apesar dc não terem conseguido determinar a direção de causalidade. De todo modo, a correlação é significativa, levantando a possibilidade de que a desigualdade pode estar causando um governo ruim.

Especificamente sobre corrupção, You e Khagram (2004) investigam a relação entre desigualdade de renda e corrupção, partindo da hipótese de que a desigualdade de renda aumenta o nivel de corrupção por meios materiais e normativos. Segundo os autores, o grupo dos mais ricos possui maior motivação e oportunidade para cometer atos de corrupção, enquanto o grupo dos mais pobres são mais vulneráveis à extorsão e menos capazes de monitorar e responsabilizar o grupo dos mais ricos por atos de corrupção na medida em que a desigualdade aumenta.

You e Khagram (2004) afirmam ainda que a desigualdade pode afetar negativamente normas sociais sobre corrupção e as crenças na legitimidade das regras e instituições, tornando o comportamento corrupto mais aceitável e facilmente tolerável. Para fundamentar tais argumentos, os autores estudam 129 países em relação ao índice de Controle de Corrupção do Banco Mundial" e ao índice de Percepções de Corrupção da Transparência Internacional[12]. Os resultados obtidos pelos autores apontam que a desigualdade possui uma participação importante na explicação sobre corrupção, e a corrupção, por sua vez, agrava a desigualdade, o que caracteriza um circulo vicioso.

O conceito de corrupção usado por You e Khagram (2004, p. 5) consiste no "abuso de poder público (ou cargo público) para ganho privado", mas os autores não excluem possibilidades tais como fraudes corporativas ou no setor nào-lucrativo, dentre outras. Conforme os mesmos autores, as causas apontadas para a corrupção são diversas e controversas, e podem ser classificadas em três categorias: econômicas, políticas e culturais.

[11] Ver hiip://inro.\\orldbank.oríi/íio\cniance/kk/2(K).V.
[12] Ver http://ww\v.trai)sparcnCT.ort/policv_research/surveys_indices/epi .

Dentre as causas econômicas, em geral consideradas as principais, You e Khagram (2004) citam o crescimento econômico (medido pela renda per capita), a difusão de educação e a criação de uma classe média como os principais redutorcs da corrupção e, contrariamente, também citam o crescimento econômico e o aumento da competição econômica como agravantes da corrupção.

Dentre as causas políticas, os autores incluem variáveis como democracia, tamanho do governo (evidências empíricas demonstram que quanto maior, menos corrupção) e descentralização (achados contraditórios). Especificamente sobre a democracia, os autores colocam que esta possui efeitos variáveis sobre a corrupção - uma possibilidade é que as eleições podem aumentar mecanismos de responsabilização, mas também podem aumentar a corrupção na medida em que financiamentos para campanhas políticas são crescentes.

Sobre as variáveis culturais, You e Khagram (2004) afirmam que questões religiosas e culturais, herança colonial, tradições legais e fracionalização etnolingüística são relevantes para explicar a corrupção. Dentre tais variáveis, os autores destacam religiões como o Protestantismo, que, em tese, busca impor mais impedimentos a abusos por ocupantes de cargos públicos, enquanto religiões hierárquicas como o Catolicismo, Ortodoxia Oriental e Islamismo podem estimular uma postura mais condescendente em relação à corrupção. Ainda sobre o Protestantismo, You e Khagram (2004) referenciam afinidades com o crescimento econômico e com a democracia e citam ainda outros autores[13] que indicaram, empiricamente, a correlação entre essa religião e menor corrupção.

Uma outra variável citada por You e Khagram (2004) é o gênero: estudos[14] indicam que mulheres são menos envolvidas em subornos, menos prováveis de tolerar a aceitação de

" Autores referenciados por You e Khagram (2004): Ui Porta ct al. (1999); Sandliolu e Koctzlc (2000); Trcisman (2000); Paldam (2001). Para referência completa, ver You e Khagram (2004).

[11] Autores referenciados por You c Khagram (2004): Swamv ct al. (1999). Dollar, Fisman. c Gani (2001). Para referência completa, ver You c Khagram (2004)

subornos e, onde são a maioria, os indices de corrupção são menores. Apesar disso, You e Khagram (2004) colocam que a diferença dada pelo gênero é pequena.

Ao estruturarem suas análises empíricas, You e Khagram (2004) utilizam, de uma maneira geral, as seguintes variáveis e respectivas medidas: a) desigualdade de renda, medida pelo coeficiente de Gini e variações desse coeficiente; b) corrupção, medida pelo Índice de Controle de Corrupção do Banco Mundial e pelo índice de Percepções de Corrupção da Transparência Internacional e outro índice (índice de Corrupção do *International Country Risk Guide - Political Risk Service)* para checar a robustez do teste, c) percepções e normas, medidas pela Pesquisa de Valores Mundiais[15]; d) variáveis de controle: crescimento econômico (logaritmo do PIB per capita), abertura comercial (logaritmo da percentagem de importações mais exportações sobre PIB); abundância de recursos naturais (parcela de exportações de combustível, minério e metal do total de exportações); democracia (pontuação de direitos políticos, calculadas pela *Freedom House);* federalismo (soma de cinco indicadores de federalismo do *World Hank's Database of Political Institution),* religião (percentagem de protestantes, católicos e muçulmanos); origens legais (diversas bases de dados), e fracionalização etnolingüistica[16] Os autores usam o "tamanho do coorte maduro" [17] como variável instrumental, considerado por You e Khagram (2004) como um poderoso estimador da desigualdade.

You e Khagram (2004) também abordam a endogeneidade entre crescimento econômico, abertura comercial e democracia em relação à corrupção. Para resolver o problema de correlação entre corrupção e as demais variáveis, os autores usam a distância do

[4] ***World** I **'alues Survey,*** 1995-97.

[3] You e Khagram (2004) usaram dados dc Alesina cl al (2003). Para referência completa, ver You c Klwgram (2004)

[1] You e Khagram (2004. p. 18) definem "tamanho do coorte maduro" como "a razão entre a população dc 40 a 59 anos e a população de 15 a 69 anos, ponderada para 1971-% (...)". Para maiores detalhes, ver You c Khagram (2004).

[5] Segundo Maddala (1998), a endogeneidade c a correlação entre o erro e as variáveis explicativas, o que acarreta a obtenção de coeficientes viesados c inconsistentes a partir do mclodo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

equador para representar determinado nivel de crescimento econômico, argumentando que a latitude não está, a principio, diretamente correlacionada à corrupção. Os autores usam lambem o índice de prevalência de malária[19] para representar o crescimento econômico. A latitude e a prevalência de malária foram confirmadas pelos autores como bons estimadorcs para crescimento econômico.

You e Khagram (2004) partem da seguinte hipótese; "Maior desigualdade de renda estará associada a maiores níveis de corrupção", explicando que quanto maior a desigualdade, maior o poder dos ricos de influenciar tanto processos de corrupção (os autores se referem especificamente à "grande corrupção política", envolvendo subornos ou práticas afins) quanto processos legais (os autores usam os termos "corrupção burocrática" e "corrupção judicial") e menos capazes os não-ricos de controlar tais atos de corrupção (e mais propensos a aceitar tais comportamentos)

De fato, dentre os resultados obtidos, You e Khagram (2004) destacam a correlação simples entre desigualdade de renda (Gini) e corrupção (Índice de Controle de Corrupção do Banco Mundial), muito significativa. Após a inclusão da renda per capita, a desigualdade deixa de ser significativa e a renda per capita passa a ser muito significativa. A situação é revertida quando são incluídas outras variáveis como democracia e origens legais. Os autores alertam para o fato de que as estimativas para a desigualdade e a renda per capita diferem de acordo com o índice de corrupção selecionado De um modo geral, os autores argumentam que a desigualdade de renda é um determinante tão significante da corrupção quanto o crescimento econômico, sendo que a corrupção é provavelmente um canal importante através do qual a desigualdade afeta adversamente o crescimento econômico. Segundo You e Khagram (2004), a corrupção é um meio dos ricos buscarem manter e melhorar sua posição, o

[19] You c Khagram (2004) usaram dados dc Gallup and Sachs (2000). Fará referencia completa, ver You c Klwgfíwn (2004).

que aponta para a necessidade de considerar motivações e oportunidades dos ricos em relação à realização de atos de corrupção.

Mais uma hipótese testada por You c Khagram (2004) é; "Percepções c normas sobre a extensão e a aceitabilidade da corrupção serão maiores em sociedades mais desiguais". Em relação aos resultados empíricos, os autores afirmam que pessoas em países com maior desigualdade são mais propensas a pensar que a sociedade é dirigida pelo interesse de poucos e a maioria dos políticos são corruptos, justificando a aceitação de subornos e não pagamento de impostos - tais comportamentos passam a ser aceitáveis. Esses achados suportam a hipótese supracitada. Outra interpretação dos autores é a de que a justificativa de aceitar subornos e não pagar impostos é menor em países mais democráticos em relação a países socialistas - nestes últimos, as pessoas acreditam que políticos são mais corruptos.

Outra hipótese testada por You e Khagram (2004) é a seguinte: "O efeito adverso da desigualdade na corrupção será maior em países mais democráticos". Neste sentido, os autores alertam que, quando o comportamento corrupto passa a ser tolerável e a grande desigualdade e as falhas institucionais passam a serem usadas como justificativas para esse comportamento, surge o risco de ocorrência de corrupção também das classes não-ricas, e a corrupção passa a ser socializada, podendo, inclusive, virar uma regra geral - os autores utilizam a expressão *"The way things are done"* para retratar a situação estabelecida. As análises empíricas de You e Khagram (2004) não rejeitam a hipótese supracitada, considerando o efeito não linear da democracia. Os autores reportam que existe uma correlação negativa entre controle de corrupção e desigualdade de renda em relação aos países mais democráticos, mas a correlação é fraca para países menos democráticos. A democracia é muito correlacionada positivamente com renda per capita e corrupção e negativamente correlacionada com desigualdade, e países com origem mais socialista são menos desiguais, mas são mais corruptos do que a média.

Especificamente em relação às demais variáveis, You e Khagram (2004) colocam que o Protestantismo é significativamente associado a menores índices de corrupção, mas a religião em si possui pouco impacto em relação às normas e a percepções sobre corrupção. Segundo os autores, a fracionalização etnolingüística é significativamente associado a um índice de corrupção, mas não aos demais índices, e os resultados em relação ao federalismo e aos recursos naturais não foram significativos. Em relação ao tamanho do governo, os autores apontam para a necessidade de investigações mais profundas e acreditam que os tipos de regulação, mais do que as quantidades, podem possuir maior relevância para o controle da corrupção.

Tanto em relação aos resultados dos estudos que referenciam como aos resultados por eles obtidos, You e Khagram (2004) alertam para os possíveis erros e vieses, ocasionados pela utilização de dados de apenas um ano, por erros de mensuração dos índices de desigualdade, de corrupção e das demais variáveis sobre as percepções das pessoas (viés sistêmico), por características da amostra (tamanho da amostra, viés de seleção), ou por omissão de variáveis, dentre outros.

Em relação à direção de causalidade. You e Khagram (2004) afirmam que a evidência empírica sugere que a desigualdade possui um relevante efeito causai na corrupção, mas não foi possível obter uma estimativa única e confiável. Os autores acreditam que é provável que a corrupção produza e acentue as desigualdades existentes Assim, os resultados sobre a direção dc causalidade não são conclusivos, sugerindo uma causalidade reciproca de forma a caracterizar a ocorrência de um círculo vicioso. Os autores acreditam que a redistribuição pode reverter tal círculo vicioso. A democratização, por outro lado, pode ter efeitos negativos, agravando a corrupção. Neste sentido, o setor público tem o papel de reformar condições sociais e institucionais para que as pessoas se comportem honestamente.

Voltando aos fatores colocados por Glaeser (2005), a desigualdade pode ser associada também a mudanças tecnológicas e a políticas governamentais em relação a essas mudanças. O nível educacional também deve ser considerado no estudo sobre desigualdade. Neste sentido, Glaeser (2005) cita a distribuição de habilidades, referenciando o Brasil como um país com muita heterogeneidade em relação a níveis de habilidades entre elites urbanas educadas e trabalhadores agrícolas menos educados, essa diferença resulta de políticas governamentais e forças culturais. A religião também pode influenciar a desigualdade e, de maneira mais direta, a educação, conforme Glaeser (2005), religiões podem incentivar a leitura para a compreensão da Biblia e outras publicações religiosas, reduzindo o analfabetismo, por exemplo.

Outros fatores colocados por Glaeser (2005) são a tributação (a menos progressiva pode aumentar a riqueza dos cidadãos) e os gastos públicos (Glaeser, 2005, mostra forte correlação negativa entre desigualdade e gastos de bem-estar social para um grupo de países, ou seja, mais desigualdade pode causar menor redistribuição, pois pobres não conseguem alterar a agenda política); esses são meios de alterar a distribuição de renda.

A sindicalização dos trabalhadores é outro fator citado por Glaeser (2005). No caso dos Estados Unidos, os grupos sociais em geral não foram capazes de forçar mudanças constitucionais, pois o processo de formulação das constituições foi realizado primordialmente pelas elites.

Glaeser (2005) alerta que nenhum desses fatores tomados isoladamente explica de modo satisfatório a desigualdade ou sua variação ao longo do tempo. O mesmo autor aponta ainda que alguns desses fatores possuem pouca evidência empírica conclusiva, propondo que este deve ser o desafio das próximas pesquisas.

2.4.2 Literatura nacional

A elevada concentração de renda no Brasil já deu origem a uma série dc estudos como os de Barros e Mendonça (1995, 1996), Ferreira (2000) e Bourguignon, Ferreira e Menéndcz (2003), sendo que estes estudos revelam similaridades com os estudos internacionais. Os principais resultados desses e outros estudos são apresentados a seguir

Segundo Barros e Mendonça (1995), algumas variáveis sócio-cconômicas relevantes para o estudo da desigualdade são a taxa de poupança da economia, a taxa de mortalidade infantil e a extensão da pobreza. Outros fatores referenciados pelos mesmos autores[20] são a heterogeneidade da força de trabalho com respeito ao nível educacional[21], idade, sexo, setor de atividade e região de residência[22].

Dentre estes fatores, a análise do mercado de trabalho tem recebido grande atenção. A questão central é a seguinte: o mercado é um gerador ou apenas um transformador de desigualdades'.' Barros e Mendonça (1995) investigam a segmentação - diferenciais salariais por ramo de atividade, diferenciais entre os setores formal e informal" e diferenciais regionais[24] de salário - e a discriminação por gênero[25] (o salário das mulheres chefes de família é cerca de 47% menor do que o dos homens chefes de familia, e os salários das

Para maiores detalhes, ver referência completa dc **I** .angoni (1973) cm Banos e Mendonça (1995).

Barros c Mendonça (1995) se baseiam no estudo de Barros c Lain (1993). que apresentam dados sobre a escolaridade de jovens com 14 anos cm diferentes regiões brasileiras cm relação à escolaridade dos pais, c chegam à conclusão dc que o papel da educação dos pais sobre a desigualdade de oportunidades não c tão significativo quanto o esperado. Para referencia completa de Barros c Lain (1993), ver Barros c Mendonça (1995).

" Barros e Lam (1993) afirmam que as e\idências apontam para o falo dc que a região dc residência c importante na determinação dc desigualdades de oportunidades educacionais cm relação a jovens de 14 anos, tomando como base a atribuição da mesma distribuição dc educação dos pais cm Sào Paulo c no Nordeste.

Para maiores detalhes, ver referencia completa dc Amadeo ct alln (1995) cm Barros e Mendonça (1995).

Para maiores detalhes, \cr referência complcla de Savcdoff (1990) em Barros e Mendonça (1995).

Para maiores detalhes, ver referencia completa de Ramos e Sanlos (1995) cm Barros c Mendonça (1995).

mulheres não chefes é cerca de 16% menor do que o dos homens não chefes) e raça (os autores afirmam que, nos listados Unidos, a renda média dos homens negros é aproximadamente 40% inferior à dos brancos, sendo que o resultado no Brasil é semelhante, cerca de 40 a 45%). Barros e Mendonça (1995) alertam para o fato de que diferenças salariais não são estimativas não-viesadas do grau de segmentação, pois a produtividade intrínseca dos trabalhadores não é necessariamente igual entre diferentes ramos de atividade, o que pode também prejudicar a comparação de tais diferenças encontradas em estudos diversos.

Finalmente, os resultados das análises de Barros e Mendonça (1995) revelam que o mercado de trabalho é mais transformador do que gerador de desigualdade, ou seja, ele não é o principal fator causador da desigualdade, mas interfere na sua dinâmica, uma vez instalada Em resumo, o mercado de trabalho amplifica a desigualdade educacional.

Outros fatores levantados por Barros e Mendonça (1995) são diretamente relacionados à análise dos trabalhadores e sua colocação no mercado de trabalho, como diferenças individuais, produtividade, qualidade do trabalhador, concentração industrial[27](associação positiva com o nível salarial), estágio tecnológico[18], proteção tarifária[19], crescimento[30], dentre outros.

Barros e Mendonça (1995) comparam ainda a concentração de renda no Brasil à concentração em outros 5 paises (Estados Unidos, Hungria, Japão, Argentina e México). A metodologia utilizada foi a seguinte: a população de cada país foi dividida em 5 grupos, sendo que o primeiro é constituído pelos 20% mais pobres, o segundo grupo é constituído pelos 20% seguintes c assim por diante. Com isso, foi calculada a razão entre a renda média dos indivíduos no segundo grupo e a renda média dos indivíduos no primeiro grupo e a razão

[27] Para maiores detalhes, ver referência completa de Andrews (1992) c Lowell (1992) em Barros e Mendonça (1995).

[?] Ver referencia completa de Branco (1979) cm Barros c Mendonça (1995).

[*s] Ver referência completa dc Tinbcrgen (1975) em BarTos e Mendonça (1995).

[''] Ver referência completa de Branco (1979) cm Barros e Mendonça (1995)

[v] Barros e Mendonça (1995) citam o estudo de Branco (1979). que encontrou uma relação positiva entre ramos de atn idade que crescem mais rapidamente e salários mais cícvados.

entre as rendas médias dos indivíduos do terceiro e segundo grupos e assim por diante. Quando perto de 2, a razão evidencia que a renda média de um indivíduo no segundo grupo é o dobro da renda média dc um indivíduo no primeiro grupo, por exemplo Essas comparações colocaram o Brasil corno o mais desigual dentre os países selecionados.

Outro autor que pesquisa a desigualdade no Brasil é Ferreira (2000). Esse autor categori/a os determinantes da distribuição de renda no Brasil com base cm cinco grupos de fatores:

1. Características natas dos indivíduos como raça, gênero, inteligência e/ou riqueza inicial;
2. Características adquiridas como experiência,
3. O papel do mercado de trabalho, incluindo discriminação por raça ou gênero, segmentação por regiões geográficas ou setores formais e informais e projeção de acordo com o salário, nível educacional e posto de trabalho ocupado;
4. O papel dos mercados de capital, pois sua imperfeição afeta a distribuição dc rendas,
5. O papel da formação de domicílios, como uniões entre pobres e ricos, além de fatores demográficos.

Segundo esse autor, o país está cm um equilíbrio Pareto-inferior desigual e ineficiente no qual uma grande desigualdade educacional gera uma desigualdade de renda, acarretando uma desigualdade de poder político que reforça e reitera a desigualdade de oportunidades e de resultados educacionais - ocorre um círculo vicioso dc difícil reversão.

Ferreira (2000) argumenta ainda que muitos economistas defendem que a desigualdade de renda não é um mal em si, mas que a pobreza é o grande problema, e sua redução deveria ocorrer com crescimento econômico - que é afetado por políticas redistributivas.

Semelhantemente a Glaeser (2005), Ferreira (2000) sugere que não há relação clara de causalidade entre desigualdade e crescimento econômico. Não obstante, o autor afirma ainda que a evidência empírica mais recente indica que existe uma relação causai negativa; a desigualdade reduz o crescimento econômico. O primeiro argumento para essa relação é a existência de um grupo de agentes sem acesso ao credito e com informações assimétricas, o que, por sua vez, causa desigualdade de oportunidade e ineficiência econômica. O segundo argumento envolve a premissa dc que políticas econômicas são resultado de um complexo processo político de tomada de decisões cuja eficiência diminui com a desigualdade da sociedade.

Ferreira (2000), como Glaeser (2005), cita que o colonialismo e a mão-de-obra escrava usada no Brasil são alguns dos fatores históricos que podem explicar parcialmente o grau de desigualdade observado atualmente. Outros fatores citados por Ferreira (2000) de forma semelhante a Glaeser (2005) foram as políticas públicas, a eficiência dos instrumentos monetários e fiscais c o poder de barganha dos trabalhadores

Ferreira (2000) cita Barros e Mendonça (1996), que construíram uma decomposição parcial aproximada da desigualdade de renda no Brasil, com base em simulações. Esta decomposição envolve uma listagem de fatores e seus respectivos percentuais de contribuição para a desigualdade total, a saber:

1. Segmentação Setorial: 5% - 15%,
2 Segmentação Formal e Informal: 7%,
3. Segmentação Regional: 2% -- 5%;
4 Segmentação por Gênero: 5%;
5. Segmentação por Raça: 2%;
6. Projeção da Experiência: 5%;
7. Projeção da Educação: 30% - 50%.

Ferreira (2000) propõe um modelo político-econômico da distribuição da riqueza, no qual seu principal determinante é a natureza do sistema educacional. As conclusões de Ferreira (2000) convergem para o fato de que a evidência empírica sugere que a educação é a variável de maior poder explicativo para a desigualdade brasileira. Outros fatores relevantes são o mercado de trabalho e a desigualdade de poder político, que pode estar relacionada à própria desigualdade de renda e desigualdade educacional (pobres dependem de escolas públicas e ricos contam com boas escolas particulares). Por fim, o autor coloca desafios e necessidades de pesquisas sobre nível e qualidade de educação no Brasil.

Barros et al. (2006a, 2006b) afirmam que, desde 2001, a desigualdade dc renda brasileira tem caido, apesar de permanecer elevada Partindo dessa observação, os referidos autores buscam apontar os determinantes responsáveis pela queda da desigualdade ocorrida no período de 2001 a 2004. Dentre tais determinantes, destacam-se fatores como demografia, melhoria das redes de proteção social e mudanças relacionadas ao mercado de trabalho (incluídas as transformações na disponibilidade e na qualidade dos postos de trabalho relacionadas à melhoria na qualificação), Barros ct al. (2006a, 2006b) apontam ainda a importância de discutir os determinantes da queda do período de 2001 a 2004 visando identificar medidas de sucesso para intervenções futuras.

Barros et al. (2006a, 2006b) afirmam que a queda na desigualdade de renda, verificada no período de 2001 a 2004, não foi a maior nem a mais prolongada da história, mas persistiu em 2005, o que fez com que os autores questionassem a sustcntabilidade de tal queda. Os mesmos autores lembram ainda que uma queda na desigualdade significa um aumento na renda média dos pobres proporcionalmente maior do que na renda média dos ricos - neste sentido, os autores constataram que houve um crescimento elevado na renda média dos pobres

no período supracitado, suficiente para superar o crescimento na renda per capita da grande maioria dos países.

Segundo Barros ct al. (2006a), o crescimento econômico balanceado e as reduções na desigualdade são responsáveis pela queda da pobreza. Os autores afirmam que, no caso do Brasil, o crescimento econômico foi o maior responsável pela queda da pobreza nas últimas décadas; entretanto, o crescimento demora mais tempo para reduzir a pobreza do que a queda da desigualdade ou a combinação de ambos.

Para realizarem suas análises, Barros et al. (2006a, 2006b) consideram a desigualdade de renda conforme a distribuição de pessoas segundo a renda domiciliar per capita e utilizam dados da PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios), do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) c da PME (Pesquisa Mensal de Emprego). As medidas de desigualdade utilizadas pelos autores foram o coeficiente de Gini, o índice T de Theil, a razão entre a renda apropriada pelos 10% mais ricos e pelos 40% mais pobres e a razão entre a renda apropriada pelos 20% mais ricos e pelos 20% mais pobres.

Com o objetivo de verificar a queda da desigualdade no Brasil nas últimas décadas, os autores propõem a comparação das curvas de Lorenz de diversos anos. observando uma menor desigualdade em 2004 desde 1976 (foram usadas medidas de desigualdade não muito sensíveis à cauda inferior da distribuição para a obtenção desse resultado)- Segundo os autores supracitados, a parcela total da renda apropriada pelo 1% mais rico da população eqüivale à apropriada pelos 50% mais pobres, e os 10% mais ricos se apropriam dc mais de 40% da renda, enquanto os 40% mais pobres se apropriam de menos de 10% da renda. Os autores propõem ainda comparar a distribuição de paises no mundo segundo a renda per capita com a distribuição de paises no mundo segundo a renda média dos 20% mais pobres, o que resulta na constatação dc que 64% dos países têm renda per capita inferior à brasileira e somente 43% têm renda média dos 20% mais pobres menor do que a brasileira. Segundo Barros et al.

(2006a), para que o nível da distribuição de países segundo a renda dos 20% mais pobres pudesse eqüivaler ao nível da distribuição de paises segundo a renda per capita, seria necessário dobrar a proporção de renda apropriada pelos 20% mais pobres, sendo que, no período de 2001 a 2004, essa proporção aumentou cerca de 4% ao ano - se fosse mantido esse ritmo, seriam necessários aproximadamente mais 25 anos para que as posições acima citadas fossem iguais.

Conforme Barros et al. (2006a, 2006b), a redução de desigualdade se dá pelo maior crescimento da renda média dos pobres em relação à renda média total, ou seja, pela apropriação de uma maior fatia da renda total da sociedade pelos pobres, o que significa, graficamente, um deslocamento da curva de Lorenz em direção à reta de perfeita igualdade (reta de 45 graus). Esses autores estimam que, entre 2001 e 2004, a taxa de crescimento anual da renda média dos pobres foi dc 7% ao ano, enquanto a renda per capita brasileira declinou em 0,9% ao ano, e a renda média dos 50% mais pobres cresceu 2,4% ao ano, enquanto a renda média dos mais ricos declinou em 1,4% ao ano, tais acontecimentos resultaram na redução do coeficiente dc Gini em 4%. Assim, os autores concluem que quando há reduções na desigualdade, a renda dos mais pobres pode crescer, mesmo na ausência de crescimento econômico.

Retomando as comparações entre países, Barros et al. (2006a, 2006b) comparam dados sobre a taxa de crescimento do PIB per capita anual entre os anos de 1990 e 2003 de 170 paises e as taxas anuais de crescimento da renda dos 20% mais pobres e dos 20% mais ricos no Brasil entre 2001 e 2004. Esses autores observam que: a) mais de 90% dos países no mundo apresentam uma taxa anual de crescimento da renda *per capita* menor do que a observada para os 20% mais pobres brasileiros, ou seja, do ponto de vista dos pobres o país está em período de grande crescimento; todavia, b) somente 10% dos paises apresentam uma

taxa anual de crescimento menor do que a observada para os 20% mais ricos brasileiros, ou seja, do ponto de vista dos ricos o pais está cm crise.

Analisando o coeficiente de Gini, os autores concluem que uma redução de 4,2% nesse coeficiente causaria superioridade da taxa de crescimento da renda dos 20%» mais pobres em relação aos 20% mais ricos em 34 pontos percentuais, mas o que foi verificado no Brasil no período de 2001 a 2004 foi uma redução de 4.2% na desigualdade de renda c uma diferença de 13 pontos percentuais nas taxas acima referidas. Uma justificativa apontada por Barros et al. (2006a) para a diferença encontrada é a maneira como a curva dc Lorenz se transformou - a mudança na curva foi desproporcional, sendo mais acentuada na cauda inferior da distribuição, ou seja, foi menos favorável aos pobres. Os autores lembram que a mudança proporcional ocorre quando há uma transferência de renda dos que estão acima da média para os que estão abaixo, ou seja, os que estão acima são taxados proporcionalmente às suas posições, e os que estão abaixo recebem subsidio também proporcional ao quão abaixo da média estão.

Em relação especificamente à pobreza, Barros et al. (2006a, p 17) afirmam que: "reduções nos níveis de pobreza e extrema pobreza não foram continuas no período, tendo ocorrido inclusive um aumento acentuado entre 2002 e 2003". Entretanto, esses autores afirmam que, de uma forma geral, esses níveis caíram no período de 2001 e 2004 - as medidas utilizadas em relação à pobreza foram: a) percentagem de pobres e extremamente pobres (renda por pessoa inferior a RS 154 e RS 77 ao mês, respectivamente), b) hiato de pobreza (proporção de pobres multiplicada pela distância média dos pobres da linha de pobreza); e c) severidade da pobreza (produto da percentagem dc pobres pela distância quadrática média à linha de pobreza, atribuindo maior peso aos mais pobres).

Barros et al. (2006a) argumentam ainda que, como ocorreu diminuição na renda per capita entre 2001 e 2004, a queda nos níveis dc pobreza decorreu da queda na desigualdade de

renda. Os autores demonstram ainda a contribuição da queda da desigualdade de renda para a redução nos níveis de pobreza e dc extrema pobreza: se a renda média permanecesse inalterada, as reduções nos níveis de pobreza seriam maiores (foi verificada uma queda de 2,6 pontos percentuais nos níveis de pobreza e extrema pobreza). Outra forma apontada pelos autores para avaliar essa contribuição é verificar o qual o grau de crescimento econômico isolado (sem auxilio da queda na desigualdade) necessário para reduzir os níveis de pobreza e extrema pobreza na mesma proporção da obtida por meio da simulação com a renda média inalterada e queda na desigualdade de renda o crescimento requerido seria de 8% para reduzir a pobreza em igual magnitude e 14% para reduzir a extrema pobreza, o que reafirma a maior efetividade da queda da desigualdade de renda para a redução dos niveis de pobreza e extrema pobreza.

Ainda quantificando a contribuição da queda de desigualdade de renda para os parâmetros citados anteriormente, Barros et al. (2006a) colocam que o período de crescimento econômico que ocorreu entre 2003 e 2004 caracterizou-se por um aumento de 3% na renda per capita e uma diminuição de 2% na desigualdade de renda, esta última responsável por aproximadamente ¹/₄ do aumento da renda dos 20% mais pobres - aumento que seria de apenas 3% aos invés de 13% se tal diminuição na desigualdade não tivesse ocorrido. Aproximadamente 70% da queda da pobreza e 55% da queda da extrema pobreza podem ser atribuídos à diminuição na desigualdade de renda. Desse modo, os autores justificam a afirmativa de que a queda na desigualdade de renda é mais expressiva para a diminuição da pobreza e da extrema pobreza.

Todavia, os mesmos autores apontam que o impacto do crescimento econômico sobre a pobreza é maior quanto menor a desigualdade de renda, reconhecendo a importância da combinação entre ambos os fatores. Para embasar esse último argumento, Barros et al. (2006a) comparam o impacto do crescimento sobre a pobreza em 2004 (período de menor

desigualdade desde 1976, conforme colocado pelos autores) e 2001, confirmando um maior impacto em 2004 em relação à pobreza No entanto, para a extrema pobreza, os autores encontraram evidências empíricas que apontam uma situação inversa: o impacto do crescimento econômico é maior nos períodos de maior desigualdade.

O passo seguinte da pesquisa conduzida por Barros et al. (2006a. 2006b) consiste em relacionar a renda per capita a cinco principais determinantes. O primeiro deles é o fator demográfico, que pode ser traduzido na interpretação de que a renda per capita de uma família depende da renda que os adultos conseguem gerar - que, por sua vez, depende do trabalho e também de outras fontes não derivadas do trabalho (como transferências privadas e governamentais e ativos) - e do número de membros dependentes - os autores chamam esta última de "razão de dependência demográfica". Em relação ao trabalho, os autores o desdobram em dois fatores: o acesso ao trabalho (alguns adultos podem estar desempregados) c a produtividade do trabalho por trabalhador (podem receber baixos salários porque produzem pouco). A produtividade do trabalho é também desdobrada por Barros et al. (2006a, 2006b) em dois componentes: a qualificação da força de trabalho (quanto maior, maior o salário) e a qualidade dos postos de trabalho. Os autores reconhecem que a produtividade depende também de outros fatores como uso de tecnologia, acesso a crédito e assistência técnica, produtividade da terra, entre outros.

L*ma vez enumerados os cinco principais determinantes da renda per capita, Barros et al. (2006a, 2006b) simulam a contribuição de cada fator e investigam primeiramente o impacto de cada um dos determinantes sobre a distribuição de renda, partindo, em seguida, para o impacto sobre a desigualdade. Os resultados mostram que a evolução na distribuição da percentagem de adultos na família é responsável por apenas 7% da queda da desigualdade de renda per capita entre 2001 c 2004, o que pode ser explicado pela ausência de mudanças significativas dessa distribuição no período. Na visão dos autores, a distribuição da renda por

adulto é um fator mais significativo: a mudança na distribuição da renda não-derivada do trabalho é responsável por 35% da queda da desigualdade de renda per capita no período, sendo que a participação da distribuição da renda derivada do trabalho para a queda da desigualdade foi cerca de 47% e a associação entre ambas as rendas contribuíram para 15% da queda da desigualdade.

Barros et al (2006a, 2006b) abordam ainda a taxa de ocupação, considerando que a renda do trabalho por adulto é o produto entre a taxa de ocupação dos membros adultos da família c a renda do trabalho por trabalhador. Os autores afirmam que as mudanças na distribuição da taxa de ocupação não foram importantes e a justificativa é a pouca alteração da taxa de ocupação entre 2001 e 2004. No que diz respeito à distribuição da renda do trabalho por trabalhador, segundo os mesmos autores, a contribuição para explicar a queda da desigualdade de renda per capita é de 46%, e a associação entre taxa de participação e renda do trabalho por trabalhador não produziu resultados significantes. Finalmente, Barros et al. (2006a, 2006b) verificaram que, considerando a renda do trabalhador como o produto entre a qualificação dos trabalhadores c a qualidade dos postos de trabalho, a mudança na distribuição da qualificação dos trabalhadores contribui cm 11% na redução da desigualdade de renda per capita, e a contribuição da qualidade dos postos de trabalho é de 28%, sendo que a associação de ambos os fatores contribuiu em 16%.

Diante de tais resultados, Barros et al. (2006a) recomendam o crescimento econômico balanceado, que eleva igualmente a renda de todos os grupos, associado à queda de desigualdade, que eleva a fatia de renda apropriada pelos pobres c diminui a dos ricos, para a redução da pobreza, sendo que a queda da desigualdade possui um papel de maior destaque. Para que essa queda de desigualdade persista, os autores aconselham a mudança nos fatores mais relevantes identificados por meio da pesquisa: a evolução da renda não derivada do trabalho, da renda derivada do trabalho e a associação entre ambas. Além disso, os autores

destacam as mudanças na distribuição das remunerações associadas à melhor distribuição das qualificações dos trabalhadores e qualidade dos postos de trabalho - ainda mais importante do que a qualificação da força de trabalho, e em relação à qual os autores apontam medidas como interiorização da atividade econômica, redução da segmentação entre municípios de grande e pequeno porte e a melhora na agricultura. De um modo geral, com base nos achados empíricos, Barros et al. (2006a) recomendam priorizar medidas que melhorem a qualidade média dos postos de trabalho ocupado pelos mais pobres (por meio de promoção e integração entre diferentes setores produtivos, acesso a microcrédito e assistência técnica, dentre outros), a rede de proteção social e as políticas educativas.

2.4.3 Comparação entre literatura internacional e literatura nacional

Os quadros 1 e 2 a seguir resumem e comparam os determinantes da desigualdade e as variáveis utilizadas pelos autores da literatura internacional e da literatura nacional, respectivamente O quadro 3 a seguir engloba as literaturas nacional e internacional, permitindo uma comparação mais sintética dos determinantes da desigualdade citados pelos respectivos autores referenciados nos quadros 1 e 2.

K importante destacar que o único fator absolutamente unânime entre todos os autores é a educação. Outro ponto a ser destacado é que a fecundidade, variável citada por Kuznets (1955), não foi referenciada nas literaturas especificas sobre determinantes da desigualdade. Apesar de ausente nos quadros I, 2 e 3, a variável fecundidade foi considerada na parte empírica deste trabalho.

QUADRO I: Literatura internacional, resumo e comparação dos principais determinantes da desigualdade c respectivas variáveis empíricas

ACEMOGLU, ROBINSON E JOHNSON (2001)*	YOU E KHAGRAM (2004) **	GLAESER (2005)
FATORES COMUNS		
Colonialismo (regulo de origem do colonizador c tipo de coloni/ação)	Herança colonial	Fatores históricos - uso de escravos (colonialismo)
Instituições políticas, democracia	Fatores políticos, eleições, autoritarismo, democracia (pontuação de direitos políticos)	Instituições políticas, modelos eleitorais, democracia, estabilidade política
Desenvolvimento econômico (prevalência da malária)	Crescimento econômico (logaritmo da renda per capita, prevalência da malária ou distância do equador)	Crescimento c desenvolvimento econômicos
Religião (percentual dc Católicos Romanos, Protcslantes. Muçulmanos c outros)	Religião (percentagem de Protestantes, Católicos e Muçulmanos)	Religião
Educação	Difusão da educação	Distribuição dc habilidades c educação, capital humano
Corrupção	Corrupção (índices)	Corrupção
Proteção aos direitos de propriedade	Risco de expropriação	Risco de expropriação, proteção aos direitos de propriedade
Origem legal	Tradições legais (socialismo)	
Fragmentação cfnolingüística	Fracionalização ctnolingüislica	
Clima (icmpcralurn. umidade), qualidade do solo (tipo), recursos naturais (percentual das reservas mundiais de ouro. ferro, z.inco c número dc minerais presentes) c recursos petrolíferos (milliarcs dc barris dc petróleo per capita)	Abundância dc recursos naturais (parcela de exportações dc combustível, minério c metal do total de exportações)	
• Tamanho do governo (reduções no ! Executivo)	Tamanho do governo	Tamanho do governo (expansões ou reduções no Executivo)
	Políticas rcdistribuiivas	Políticas de redistribuição
1	Eficiência dos gastos públicos	Gastos públicos (redistribuição)
	Sistema tributário	Tributação
	Poder financeiro dos ricos de influenciar decisões legais e políticas	Poder dos ricos e dos pobres de influenciar decisões políticas c sistemas legais
FATORES NÃO COMUNS		
Expectativa de vida do colonizador, (logaritmo da) mortalidade do colonizador	Abertura comercial (logaritmo da percentagem de importações mais exportações sobre PIB)	Políticas governamentais
Mortalidade infantil (número de mortes por 1000 nascimentos)	Valores pessoais, percepções sociais sobre normas de comipçào	Mudanças tecnológicas
Geografia (valor absoluto da latitude, distância da cosia)	Federalismo (soma de cinco indicadores)	lietcrogcncidadc étnica
j	Competição econômica	Imigração
*	Descentralização do governo	Criminalidade
|	Gênero	Sindicahzaçáo dos trabalhadores

OBSERVAÇÕES

•Os autores estudam os fatores citados em relação não ã desigualdade cm si, mas cm relação ao colonialismo c à determinação das instituições atuais em segundo plano, abordam a influência desses fatores cm relação à desigualdade.

**Os autores estudam os fatores citados cm relação não à desigualdade etn si, mas em rcíação à corrupção, buscando evidenciar relações entre corrupção c desigualdade dc renda.

Fonte: Elaborado pela autora

QUADRO 2: **Literatura nacional, resumo c comparação dos principais determinantes da desigualdade e respectivas variáveis empíricas**

BARROS F MENDONÇA (1995)	FERREIRA (2000)	BOURCU1GNON, FERREIRA K MENÉNDEZ, (2003)*	BARROS ET AL, (2006A, 2006B)
FATORES COMUNS			
Escolaridade (media de estudo de crianças com 14 anos cm diferentes regiões do Brasil, meta estabelecida para 6 anos, percentual de crianças de 14 anos que nâo chegam a completar um ano de estudo, educação média dos pais. sensibilidade do salário ao nível educacional)	Nivel educacional, acumulação de capital humano (nível dc escolaridade do chefe de família)	Diferenças de oportunidade, histórico familiar (número de anos dc educação total, dc pais e de mães), acumulação de capital humano	Qualificação do trabalhador, educação
Experiência no mercado de trabalho (há quantos anos trabalha) c no emprego atual (há quantos anos está no seu emprego atual)	Características adquiridas como experiência	Experiência de trabalho, decisões passadas dc mudança dc emprego ou esforço atual no trabalho	Qualificação do trabalhador, experiência
Mercado de trabalho: diferenciais salariais por ramo de atividade (concentração industrial) c posto dc trabalho	Mercado de trabalho: setores, posto de trabalho ocupado e salário	Ocupação dos pais (ganhos mensais)	Mudanças no mercado dc trabalho, disponibilidade e qualidade dos postos dc trabalho
Mercado dc trabalho: região de residência	Mercado de trabalho: regiões geográficas	Região de origem dos pais, migração	
Mercado dc trabalho: gênero (comparação entre saíários dc mulheres e homens chefes c não chefes de família)	Mercado de trabalho: discriminação por gênero	Sexo (dos pais)	
Mercado de trabalho: raça (diferencial salarial por raça)	Mercado de trabalho: discriminação por raça	Raça (dos pais)	
Mercado de trabalho: setor (diferenciais salariais entre formal e informal)	Mercado de trabalho: formais e informais		

CONTINUA

CONTINUAÇÃO DO QUADRO 2			
F.xtcnsào da pobre/a			Pobreza: a) percentagem dc pobres e extremamente pobres (renda inferior a RS 154 c RS 77 ao mês, respectivamente) b) hiato dc pobre/a (proporção de pobres multiplicada pela distância media dos pobres à linha dc pobreza) e c) severidade da pobreza (produto da percentagem de pobres pela distância quadratica media à linha dc pobreza, atribuindo maior peso aos mais pobres)
Mercado de trabalho: progresso tecnológico			Produtividade do trabalhador: tecnologia c assistência técnica
	Caractcrislicas natas: raça, gênero, inteligência c riqueza inicial	Circunstâncias: raça, sexo, região dc origem e histórico familiar	
	Fatores demográficos		Dcmograiia: renda per capila familiar: renda que os adultos geram pelo trabalho e fontes não derivadas do trabalho (transferências privadas c governamentais e ativos) e número dc dependentes (% adultos na família. % adultos ocupados. distribuição da renda por adulto, distribuição da renda não-derivada do trabalho c derivada do trabalho)
	Acesso ao crédito		Produtividade do trabalhador: acesso ao crédito
)	**FATORES NÃO COMUNS**		
Habilidades inatas	Formação de domicílios, uniões dc pobres e ricos	Fsforeo pessoal (anos de estudo individuais)	Acesso ao trabalho (desemprego)
Mercado de trabalho: crescimento	Tipo dc governo (militar, democracia), fatores institucionais		Produtividade do trabalho por trabalhador (relação com salário)
Mercado dc trabalho: proteção tarifária	Mercados dc capital;		
Mortalidade infantil (taxa)	Poder de barganha do trabalhador, política sindicai		
Poupança da economia (taxa)	Herança colonial, concentração inicial da propriedade fundiária, mão-de-obra escrava		
OHSKRVAÇÒKS * Os autores analisam os fatores díierminanles citados considerando a desigualdade de renda no Urastl sendo conseqüência dc oportunidades desiguais herdadas dos pai?, ***c*** dos estorvos j>ess<iais. assutrios abordados n seguir na setâo 2 5. "Desigualdades dc renda c de oportunidade".			

Fonte: Elaborado pela autora

QUADRO 3: Comparação resumida entre as literaturas internacional e nacional

. ACEMOGLU. ' ROBINSON E JOHNSON 1 42001)	Vül' E KIIACRAM (2004)	GI.AESER *(2005)*	BAKKOSE MENDONÇA (1995)	FERREIRA (2000)	BOIRGITCNON, FERREIRA E MF.NÉNI>E7,(20uJ)	BARROS ET Al- (2006 A. 200611)
]			FATORKS COMl-NS			
' Educação	Educarão	Educação	Educação	Educação	Educação	Educação
Desenvolvimento	Crescimento	Crescimento	Crescimento			
Colonialismo	Colonialismo	I Colonialismo. escravos		Colonialismo, escravos		
instituiçocü political	Fatures poli li cos	Instituições políticas		la lores *institucionais*		
Geografia			Residência	Geografia	Ongcm	
	Gênero		Gênero	Ciênero	Sc so	
		l.inia	Raça	Raça	Raça	
			Experiência	Fxpcncrtcia	Fxperiência	l.xperiência
			Ramo de atividade, posto de trabalho	Setores, posto dc trabalho	Ocupa cio	Disponibilidade, qualidade dos postos
', Religião	Religião	Relido				
Corrupção	Corrupção	Corrupção				
Direitos dc propriedade	Risco de expropriação	Risco de expropriação				
Origem legal	Tradições legais					
I raguiaiUçáo cim>liro*iiistica	Fracionali/ação el noltngíiistiea					
Recursos naturais	Recursos naturais					
Tamanho do r/.ov erno	Tamanho do governo	Tamanho do governo				
		Tecnologia	Tecnologia			Tecnologia
Mortalidade inlãnlil			Mortalidade iulántil			
	Políticas rcdistributivas	Políticas de redistribuição				
	(rn-íti>s públicos	Gastos púWtcos				
	Tributação	Tributação				
	Poder dos ncos de influenciar decisões legais e políticas	Poder dos ricos e pobres de influenciar de ci soes				
		.Suidica/izaçâo dos trabalhadores		Poder de barganha do trabalhador		
		Imi sração			Migração	
			Setores formal e informal	Setores formal e informal		
			Pobre/a			Pobre/a
				Características na IAS	Circunstâncias	
				Fatores demográficos		Fatores demográficos
		í		Acesso ao credito		Acesso ao credito
			FATORES NÃO<X>\U NS			
F\pcctati va de vida	Abertura comercial	Criminalidade	Habilidades inatas	1-armação de domicilio*	Esforço pessoal	Desemprego
	Valores, normas de corrupção	Políticas governamentais	Poupança da economia	Mercados de capital		Salário c produtividade
	Federalismo		iWleção tarifam			
	Competição					
	De» ce nun 1 i/aç à o do governo					

Fonte: Flaborado pela autora

2.5 Desigualdades de renda e de oportunidade

Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2003) realizam um estudo que busca evidenciar qual parte da desigualdade dc renda decorre de diferenças de oportunidade, com destaque para o histórico familiar, e qual parte decorre de diferenças de "esforço pessoal". Mais especificamente, os autores supracitados questionam a alta desigualdade no Brasi! como sendo conseqüência; a) de oportunidades desiguais herdadas dos pais, e b) dos esforços pessoais

Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2003) citam estudos sobre desigualdade que focaram a expectativa de mobilidade futura (Glaeser, 2005, citou a mobilidade entre gerações), ou seja, a relação entre os ganhos potenciais das crianças quando se tornarem adultas e os ganhos de seus pais, e apontam que essa abordagem não é adequada para explicar a participação efetiva da desigualdade de oportunidades nos níveis totais de desigualdade. O foco dos autores é a educação dos pais como o determinante central da oportunidade, mas eles reconhecem o papel de outras variáveis como a ocupação, raça e região de origem dos pais.

Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2003) afirmam que algumas características pessoais que determinam o ganho de um indivíduo independem das intenções desse indivíduo. Partindo desse pressuposto, esses autores dividem dois grupos de determinantes dos ganhos de um indivíduo, os quais chamam de "circunstâncias"[31] e "esforço". As circunstâncias envolvem variáveis como raça, sexo, região de origem e antecedentes familiares, e o esforço consiste no "capital humano acumulado pelo indivíduo ao ser livre para tomar suas próprias decisões", "o que pode incluir a ultima parte da educação formal, mas também experiência de

Lm referencia a leoria da igualdade de oportunidades de ROEMFR, J E. (1998): **Equality of Opportunity.** Cambridge, MA: Harvard University Press.

trabalho, decisões passadas de mudança de emprego ou esforço atual no trabalho" (Bourguignon, Ferreira c Menéndez, 2003, p.4-5).

Os autores simularam, a partir de dados do Brasil sobre ganhos e renda da PNAD de 19%, a distribuição resultante caso as circunstâncias fossem as mesmas para todos os indivíduos. Os dados utilizados foram restritos à área urbana e aos indivíduos de 26 a 60 anos. Foram divididos 5 grupos de indivíduos nascidos entre 1966 e 1970 para permitir a mensuracào do pape) da desigualdade de oportunidades na desigualdade dos ganhos observados em um pomo no tempo c também sua evolução. De forma resumida, os dados foram rendimentos mensais, número de anos de educação (total, de pais e de mães), raça, regiões, migrantes e número total de indivíduos pesquisados.

Os resultados encontrados apontam para uma grande importância das circunstâncias na determinação da desigualdade A educação dos pais e, de maneira menos relevante, a ocupação dos pais, afetam a educação dos filhos, o que pode indicar a necessidade de avaliar melhor políticas assistenciais ao estudante e sua família, bem como programas complementares de educação. O histórico familiar também influencia os rendimentos. Os autores observaram que, mesmo após o controle das circunstâncias observadas, a desigualdade permaneceu alta. Às possíveis explicações para esse resultado foram: a) circunstâncias importantes que modelam oportunidades econômicas enfrentadas pelas pessoas são simplesmente não observadas ou não observáveis; e/ou b) o funcionamento da economia do Brasil gera desigualdade nos esforços individuais ou nos retornos desses esforços.

Os quadros 1 e 3 apresentados na seção 24.3 deste trabalho resumem os fatores utilizados na análise sobre desigualdades de renda e de oportunidades de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2003) e evidenciam fatores comuns e incomuns com a literatura nacional e internacional Na parte empírica deste estudo não foi feita a distinção entre desigualdade de oportunidades e de esforço.

3 METODOLOGIA EMPÍRICA

3.1 Bases de dados

A única base de dados a ser utilizada nas análises empíricas é o Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (2003), que possui informações sobre todos os municípios brasileiros nos anos censitários de 1991 e 2000 (IBGE). Os dados podem ser obtidos para cada município e os valores monetários são expressos em reais de primeiro de agosio de 2000 (corrigidos pelo índice Nacional de Preços ao Consumidor - JNPC), o **que** assegura a comparabilidade entre os municípios e entre os períodos. Além disso, os dados já consideram as emancipações municipais ocorridas no período.

Segundo Vanhoudt (2000), estudos internacionais estão particularmente sujeitos a "erros de medida" que decorrem de diferenças nos questionários usados para a coleta de dados ou outros fatores que interferem na aferição de indicadores de desigualdade **em** diversos países, o que compromete a comparabilidade. Neste sentido, uma das vantagens do estudo proposto é a probabilidade reduzida de "erros de medida", pois ê feita a comparação de informações municipais dentro de um único país.

3.2 Dados utilizados como medida para as respectivas variáveis

Dentre os fatores encontrados na literatura consultada, foram selecionados os mais relevantes e cujas medidas estão disponíveis no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil para a realização da parte empírica desta pesquisa.

Para verificar a desigualdade de renda, que corresponde à variável a ser explicada pelas demais, foram usados índices municipais de Gini e I. de Theil para os anos de 1991 e 2000 disponíveis no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil

Sobre as demais variáveis, primeiramente, a heterogeneidade étnica foi apontada por Glaeser (2005) como relevante para o estudo da desigualdade, partindo do pressuposto de que, quanto maior a diversidade étnica, maior a desigualdade, pois menor é a propensão em repartir a renda entre grupos étnicos diferentes Dados sobre heterogeneidade étnica estão disponíveis no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil apenas para Estados, razão pela qual tais dados não foram testados empiricamente neste trabalho, mas foram apresentados adiante na seção "Análises Complementares".

Sobre Instituições Políticas, Glaeser (2005) aponta que níveis de desigualdade podem variar entre países devido às características de tais instituições - majoritarismo, separação entre poderes, políticas de tributação, histórico de colonialismo e escravismo (em tese, países que foram colônias e usaram mão-de-obra escrava apresentam maiores índices de desigualdade), etc. No entanto, dados específicos para cada município brasileiro sobre Instituições Políticas não estão disponíveis no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, o que acarretou na consideração de características homogêneas e constantes no tempo para os municípios de um mesmo país.

Segundo a literatura pesquisada, a desigualdade também pode variar em função do grau de poder dos ricos e pobres para influenciar decisões políticas, bem como do risco de expropriação e da proteção aos direitos de propriedade, mas também não foi possível encontrar dados em relação a essas variáveis.

Em relação à corrupção, You e Khagram (2004) não conseguem esclarecer a direção de causalidade entre esta variável e a desigualdade, mas reconhecem a relevância da relação entre elas - a corrupção pode afetar a concentração de renda e a desigualdade pode afetar regras sobre corrupção. Entretanto, dados municipais específicos sobre corrupção também não estão disponíveis no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, e essa variável foi considerada homogênea e constante ao longo do tempo para municípios de um mesmo país.

Outras variáveis para as quais não há dados disponíveis no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil foram provavelmente englobadas pelo termo de erro das equações, tais como mudanças tecnológicas (quanto maior o estágio tecnológico e a difusão de tecnologia em um país, menor deve ser a desigualdade), migração (segundo Kuznets, 1955, a migração de pessoas do setor agrícola para o não-agrícola deve causar um aumento na desigualdade), criminalidade (conforme coloca Glaeser, 2005, a criminalidade é mais alta em países mais desiguais), fatores religiosos (segundo You e Khagram, 2004, algumas religiões, como o Protcstantismo, desestimulani praticas de corrupção e outras promovem maior aceitação de tais práticas, o que pode afetar o nível de desigualdade de um país), e outros fatores ligados ao mercado de trabalho c conseqüentes diferenças salariais (inclusive em relação a gênero, experiência e esforço pessoal, que afetam o nível de desigualdade de diferentes formas), dentre outras.

Os itens a seguir resumem quais as variáveis municipais a serem testadas e respectivas medidas e definições obtidas por meio do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil para os anos de 1991 e2000:

Desigualdade de renda: índice de Gini c índice L de Theil, definidos anteriormente;

Renda: renda per capita, definida como a razão entre o somatório da renda per capita de todos os indivíduos e o número total desses indivíduos. A renda per capita de cada indivíduo é definida como a razão entre a soma de renda de todos os membros da família e o numero de membros da mesma; dados sobre a renda per capita municipal em 1991 e 2000 foram usados para representar o crescimento econômico e investigar sua relação com a desigualdade, seja como colocada por Kuznets ou como determinante direto dos índices de Gini e L de Theil,

Distribuição de habilidades e nível educacional: média dos anos de estudo para pessoas de 25 anos ou mais, analfabetismo funcional, medido pelo percentual de pessoas de 18 a 24 anos com menos de 4 anos de estudo e percentual de pessoas de 18 a 24 anos analfabetas, segundo os autores pesquisados, em países com maior desigualdade de renda, os grupos mais ricos possuem melhor nível educacional do que os grupos mais pobres, o que contribui para manter ou agravar o grau de desigualdade de renda,

Mercado de trabalho c governo: percentual da renda proveniente de transferências governamentais e percentual de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferências governamentais; é importante destacar que, segundo o Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (2003), as rendas provenientes de transferências governamentais envolvem aposentadorias, pensões e programas oficiais de auxílio como renda mínima, bolsa-escola e seguro desemprego, etc ; o uso desses dados visa captar alguma parte do papel das variáveis sobre redistribuição/gastos públicos **e** do mercado de trabalho (incluindo a disponibilidade de postos de trabalho, citada por Barros et al , 2006ª e 2006b, geralmente menor em paises com maiores indices de desigualdade) sobre a desigualdade;

Formação de domicílios: percentual de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos; essa variável visa evidenciar o papel da formação de domicílios cm relação ao grau de desigualdade observado; tal como colocado por Ferreira (2000), antecedentes familiares podem interferir na formação das crianças **e** em seus ganhos futuros (mobilidade), dessa forma, **a** relação esperada é a de que, quanto maior esse percentual, maior será a desigualdade;

Tinha de **pobreza:** percentuais de pessoas com renda per capita menor do que RS 75,50, esse conceito da "Linha de Pobreza" é dado pelo 1PEA; quanto maior o percentual de pessoas abaixo da linha de pobreza, maior deverá ser um determinado índice de desigualdade;

Linha de indigência: percentuais de pessoas com renda per capita menor do que R$ 37,75; lal como a Linha de Pobreza, a " Linha de Indigência" é quantificada conforme o IPEA, e quanto maior o percentual de pessoas abaixo da linha de indigència, maior deverá ser um determinado índice de desigualdade,

Fccundidade: taxa de fecundidade total, definida como o número médio de filhos que uma mulher teria ao terminar o período reprodutivo; segundo Kuznets (1955), quanto maior a fecundidade em grupos mais pobres relativamente aos grupos mais ricos, maior será a desigualdade, assim, a fecundidade evidencia a relação de dependência em relação à renda gerada em uma família;

Expectativa de vida: esperança de vida ao nascer, definida como número médio de anos que as pessoas viveriam a partir do nascimento; em tese, lugares mais desenvolvidos possuem maior expectativa de vida e menor desigualdade de renda;

Mortalidade infantil: mortalidade até cinco anos de idade, definida como probabilidade de morrer entre o nascimento e a idade exata de 5 anos por 1000

crianças nascidas vivas, lugares mais desenvolvidos devem também *apresentar* menor mortalidade infantil e menor desigualdade de renda;

- **População:** população total; em geral, centros urbanos possuem população maior do que áreas predominantemente rurais e, segundo Kuznets (1955), regiões não-agricolas são mais desiguais

A hipótese de "U" invertido de Kuznets (1955) foi testada a partir dos dados sobre os indices de desigualdade e as rendas per capita municipais. Para verificar essa hipótese, foi utilizado um modelo cconométrico, explicado mais adiante.

Como a renda foi apontada por (ilaeser (2005) e outros autores como variável de poder explicativo limitado em relação à desigualdade, outras variáveis foram também abordadas cm um modelo cconométrico no qual a diferença entre 2000 e 1991 é tomada, visando indicar as variáveis mais relevantes em relação à variação dos índices de desigualdade. Tal modelo também é explicado a seguir.

3.3 Modelo econométrico

O modelo utilizado na parte empírica desta pesquisa é o modelo de regressão linear, o que deverá possibilitar a análise de correlações parciais entre a desigualdade **c** os seus possíveis determinantes.

O modelo de regressão linear relaciona linearmente uma variável Y a outra **X.** Matematicamente, Y, - β_0 **+ pjXj** + u_n em que Y, é a variável dependente, no caso uma medida de desigualdade, β_i, é o intercepto da reta de regressão, **pi** e a declividade da reta de

regressão, X! e o regressor ou variável independente (um dos fatores determinantes da desigualdade de renda) e u, é o termo de erro que incorpora todos os outros fatores que influenciam a desigualdade de renda não relacionados ao fator X selecionado. A função de regressão ou reta de regressão é dada pelos termos po + piX; Es.sa reta pode ser desenhada em um gráfico de dispersão, evidenciando a possível relação entre Y e X.

A Regressão Linear pode ser feita com um regressor, chamada de regressão simples, ou com vários regressores, chamada de regressão múltipla. Anteriormente, foi apresentada a regressão linear simples.

Conforme Stock e Walson (2004), os dados a serem tratados são chamados dados de painel ou longitudinais, pois se referem a diferentes entidades - municípios do Brasil - em diferentes períodos de tempo - mais especificamente, 1991 e 2000.

Segundo os mesmos autores, as regressões múltiplas não explicam o efeito de variáveis para as quais não há dados disponíveis, o que poderia acarretar em um viés de omissão de variáveis Entretanto, quando a regressão envolve dois períodos, como é o caso, o efeito de alguns tipos de variáveis omitidas pode ser suprimido. Considerando que X é uma variável observada cujos dados variam ao longo do tempo e Z representa uma variável cujos dados não estão disponíveis (cultural, por exemplo) e que seu valor não varia ao longo do tempo, não produzindo efeitos na variação do índice de desigualdade entre os períodos, seu efeito pode ser eliminado do seguinte modo:

(1) índice de Desigualdade,!»-,! = Po + PiX.i*;, +p_2Z, + UJIWI

(2) índice de Desigualdade,:ooo = [fo *• PIX.JODO p;Zi⁺ U^UM

(3) • (2) - (1) = índice dc Desigualdadc^ooo - índice de Desigualdade,**i»9i**"~ PI(XJ2OOO - X^wi)

Ui2üOÜ " Uii9í)I

Assim, as variáveis não observadas que se mantém constantes ao longo do tempo não produzem eleitos na variação da variável dependente ou das variáveis observadas, ou seja, a análise das variações de Y (índice de desigualdade) e Xj permite controlar o efeito de variáveis não observadas que sejam constantes ao longo do tempo, eliminando o viés de variável omitida.

Ainda segundo Stock e Watson (2004), a chamada Regressão com Efeitos Fixos é usada para controlar variáveis omitidas que variam entre entidades mas não variam ao longo do tempo para dois ou mais períodos. Considerando as mesmas variáveis anteriores, como Zjé constante ao longo do tempo, o modelo de regressão possui n interceptos a -- um para cada município:

(4) $Y_{„}$ -- **p„** -t- **p**,Xi, **p**$_{2}$Zi + UÍ,; seja a, - **p**$_{o}$ **p**$_{2}$Z,, Y_{1t} ≔ PiX$_{u}$ + a, + u_{it}

Desse forma, os interceptos desconhecidos e específicos de cada município devem ser estimados Enquanto o coeficiente de declividade da reta de regressão da população é o mesmo para todos os municípios - **pi** -, o intercepto da reta varia de um município para o outro, pois depende de Z;, que é específico para cada município. Como são pesquisados vários municípios, para captar os interceptos específicos é necessário incluir variáveis binárias: D, é igual a I quando i-I e zero caso contrário. Na equação, a variável binaria D] é omitida arbitrariamente - n-1 regressores binários representando todas as entidades exceto uma para evitar que os regressores sejam perfeitamente multicolineares, já que foi considerado um intercepto comum, assim:

(5) Y_{it} - Po - **p**,X„ **+ y**$_{2}$D2, + **y**.u03, + **... + Yr**.Dn, **x** $_{ui(}$

Os coeficientes po, Pi, 72, ... y_n são desconhecidos e serão estimados. A equação de regressão para o primeiro município é po + pjX, de modo que a = po- Para os demais municípios é p + piXj v- y de modo que a* é igual aPu + y_n para i > 2.

Stock e Watson (2004) descrevem ainda o modelo de Regressão com Efeitos Fixos Temporais, usado para controlar variáveis constantes entre entidades mas que variam ao longo do tempo. Assim, considerando uma dada variável omitida Si que varia ao longo do tempo mas é constante entre os municípios, a equação que pode ser escrita é;

(6) Y,-t = po + piX + p_2Z, + p.,S_t+ u

Se Si for correlacionado com X_n , a omissão de S_t causará um viés nas estimativas. Tal como o efeito de Z, pode ser eliminado por ser constante ao longo do tempo mas variável entre entidades, o efeito de Si pode ser eliminado por ser constante entre entidades mas variável ao longo do tempo. O termo faS_x pode ser substituído por um conjunto de variáveis binárias, uma para cada ano diferente: BI, é igual a I quando t - 1 e igual a zero caso contrário, IJ2$_t$ é igual a I quando t = 2 e igual a zero caso contrário; e assim por diante. Essas variáveis binárias são chamadas efeitos temporais, e a equação pode ser escrita da seguinte maneira:

(7) Y_u = p_n + piX - ÔB2$_t$ + ... + ôjBT, -

Mais uma vez, a variável binaria Bl$_t$ é omitida para evitar que os regressores sejam perfeitamente multicolinearcs. A inclusão de ambos os efeitos temporais e de entidade resulta na seguinte equação:

(8) $Y_{s1} = po + piX_{„} + 7_{:}D2, -i\ ^Dn, + 5_{2}B2, -+ 6_{2}B2_{t}\ ^ \ ... + 5_{T}BT, + u_{„}$

Destarte, os vieses de variáveis omitidas constantes ao longo do tempo e variáveis omitidas constantes entre entidades são eliminados[3 2].

No caso do estudo proposto, Yj corresponde a uma medida de desigualdade, ou seja, ao índice de Gini ou ao índice L de Theil Os regressores ou variáveis independentes da equação são os possíveis fatores determinantes da desigualdade de renda, descritos na seção anterior Para buscar resolver o problema da omissão de variáveis, foi considerado um efeito fixo para município e uma *dummy* de tempo igual a zero em 1991 e 1 em 2000 - uma *dummy* de tempo é suficiente visto que T - 2.

Depois de realizadas as regressões, são analisadas as informações obtidas. Os coeficientes evidenciam os valores das constantes, po's, e os das respectivas variáveis explicativas ou regressores, pi's. O erro padrão robusto leva em conta possíveis problemas de heteroscedasticidade e auto-correlaçào. O R/ indica o quanto a reta de regressão se ajusta aos dados. Os valores da estatística t indicam qual será o p-valor, definido por Stock e Watson (2004, p. 43) como "a probabilidade de que seja selecionada uma estatística no mínimo tão oposta à hipótese nula quanto aquela que de fato foi calculada supondo que a hipótese nula esteja correta''. Considerando o nível de significância de 5% e a aproximação da distribuição estudada em relação à distribuição normal[1 1] devido ao grande número de observações/municípios, se o módulo dos valores da esíatística-t superar 1,96, o p-valor constatado é reduzido e a variável é considerada relevante para explicar a desigualdade de

*[2] Ao iraballiar com dados cm painel, c realizado o leste dc Hausnían cmre o modelo com cfeilo fixo c o modelo corri efeito aleatório, sendo que o úJiimo assume que o termo idiossincrático dc cada município n;1o c correlacionado com os demais regressores. No presente cslndo, foi utilizado o modelo cm *diferença, eliminando* tal icnno, sendo desnecessário a realização do teste dc Hausman.

" Ver "Teorema Central do Limite" em Slock e Walson (2004), capítulos 2 "Revisão de Probabilidade" c 3 "Rc\ isào dc Fstaiistica".

renda expressa pelos índices de Gini ou L de Theil. O P>|t| indica a probabilidade de ocorrer um valor mais extremo do que o módulo do teste t.

Conforme destacado por Stock e Watson (2004), independentemente dos erros serem homoscedásticos ou heteroscedásticos, os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)[M] permanecem não viesados. Porém, a inferência fica comprometida caso os erros sejam heteroscedásticos. Por isso, as regressões deste trabalho foram realizadas de maneira que o erro padrão fosse robusto a problemas de heteroscedasticidade".

3.4 Multicolinearidade

Ao usar modelos de regressão, é preciso observar questões relevantes sobre multicolinearidade. Nesta seção sào feitas algumas considerações e explicações sobre essa questão.

Sobre a multicolinearidade, Maddala (1998) afirma que os dados usados em análises de regressão freqüentemente não respondem plenamente as perguntas investigadas devido a altos erros-padráo ou teste-t muito baixos; conseqüentemente, os intervalos de confiança estimados para os parâmetros de interesse sào muito largos O autor afirma que tal situação ocorre quando as variáveis explicativas possuem variação pequena ou alta intercorrelação, o que gera um problema de imprecisão das estimativas denominado "multicolinearidade". Esse problema está associado à falta de informação suficiente que permita uma estimação precisa

[11] Mínimos Quadrados Ordinários: método dc estimação que seleciona coeficientes de forma que a reta de regressão estimada seja o mais próxima possível dos dados observados; a proximidade c medida pela soma dos quadrados dos erros de previsão dc Y dado X. Por exemplo, a média da amostra é o eslimador de mínimos quadrados da media da população, pois minimiza o lolal dos quadrados dos erros dc estimação. (Slock e Watson, 2004. capítulo 4 "Regressão Li near com um Rcgressor". p. 07-68),

[35] Usou-se a correção dc White.

dos parâmetros individuais. Como diversas variáveis foram incluídas nas análises do presente trabalho, o problema de alta intercorrelaçào pode estar presente - daí a importância de discutir a multicolinearidade a fundo.

Segundo Maddala (1998), quando as variáveis explicativas são altamente correlacionadas, a separação dos efeitos dc cada uma delas em relação à variável explicada pode ser dificultada, podendo ser feita apenas se informações prévias estiverem disponíveis. Por exemplo, a estimativa separada de a e p pode ser menos imprecisa do que a estimativa da combinação linear (a -•• p) para explicar uma determinada variável dependente Y, situação que pode ocorrer mesmo na ausência de intcrcorrelações. Logo, o autor afirma que a multicolinearidade não caracteriza necessariamente um problema, e sugestões comuns para "solucionar" esse "problema" podem até mesmo piorar a situação. Para que a multicolinearidade represente um problema real, Maddala (1998) sugere a verificação de outros fatores, ou seja, não é suficiente observar alta correlação entre as variáveis explicativas Assim, o autor afirma ainda que ''soluções" que abordam apenas a intercorrelaçào entre as variáveis não sào adequadas (ou até mesmo inúteis) sendo necessário observar a magnitude da variância do erro e das variâncias das variáveis explicativas. Maddala (1998, p. 294) afirma que "se existe variação suficiente entre variáveis explicativas e a variância do termo de erro é pequena o bastante, altas intercorrelações entre as variáveis explicativas não necessariamente causam um problema".

Quando variáveis sào perfeitamente correlacionadas - situação de multicolinearidade perfeita -, Maddala (1998) afirma que as estimativas para essas variáveis não devem ser separadas. O autor afirma também que inclusões ou exelusões de observações alteram variâncias e covariàncias, e essas alterações, por sua vez, podem modificar drasticamente as estimativas dos parâmetros de uma regressão. Conseqüentemente, a primeira sugestão

Maddala (1998) é observar a sensibilidade das estimações em relação a inclusões e exclusões de observações.

Conforme Maddala (1998), uma situação na qual a multicolincaridade representa um problema é a constatação de altos erros-padrão dos coeficientes estimados da regressão, o que não está necessariamente vinculado a altas intercorrelações. O autor observa que, em situações onde existe mais de duas variáveis explicativas, a correlação simples entre elas não possui significado, mas podem ser úteis em certos casos para indicar a necessidade de estimativa *conjuma* entre duas variáveis explicativas para resolver problemas dc multicolincaridade. No entanto, e necessário observar primeiramente e principalmente as correlações múltiplas de cada variável explicativa com as demais variáveis explicativas, sendo que a situação ideal seria obter baixos valores para essas correlações. O autor alerta que as correlações dependem, por sua vez, da parametrização adotada - uma equação representada de diferentes maneiras equivalentes produz parâmetros diferentes em cada uma das formas equacionais, e a redefinição de variáveis explicativas pode mudar as intercorrelações dependendo da forma escolhida

Maddala (1998) afirma que duas das medidas mais populares da multicolinearidade são o fator de inflação da variância (VIF, sigla em inglês) e o número de condição. Tais medidas podem ser úteis para abandonar certas variáveis e impor restrições sobre os parâmetros cm alguns casos muito extremos onde a correlação é próxima de 1, em módulo. O autor define o VIF de um estimador de p, como o inverso de 1- R_i^2, em que R_i^2 é o coeficiente de correlação múltipla ao quadrado entre uma variável explicativa x, e as demais variáveis explicativas. O VIF também pode ser definido como a razão entre a variância real do estimador de p, e o valor estimado da variância de um estimador de p, caso xi não fosse correlacionado com os demais x's, considerando que a situação ideal seria dc que os x's não fossem correlacionados entre eles. Assim, o papel do VIF é comparar a situação real com a

situação ideal, mas essa comparação não é útil na medida em que não aponta orientação quanto a solução do problema. Outra falha do VIF apontada por Maddala (1998) é a comparação baseada no R^2, pois este não é o único fator a ser observado, conforme mencionado anteriormente.

Enquanto o VIF c uma medida para cada variável explicativa individualmente, Maddala (198) afirma que o número de condição é uma medida geral e deve medir a sensibilidade das estimativas de regressão a pequenas mudanças nos dados - quanto mais o valor do número de condição se aproxima dc 1, menos sensível a mudanças nos dados c a regressão, não obstante, alguns problemas apontados pelo autor quanto ao uso do número de condição sào, tal como apontados para o VIF, a comparação baseada apenas em R^2, a falta de orientação quanto à solução do problema e a possibilidade de mudança do número de condição dependendo da parametrização utilizada.

Maddala (1998) afirma que quando mudanças na parametrização (alterações nas variáveis) produ/em alterações significativas nas estimações, a observação dos erros-padrão e dos testes-t contribuem para verificar o grau dc gravidade da situação. Entretanto, em amostras com mais de 60 observações, os testes-t tendem a ser significativos.

Assim, dois procedimentos usuais mencionados por Maddala (1998) para detectar problemas sérios de multicolinearidade são: constatação de alta intercorrelaçào simples quando o grau de correlações múltiplas da regressão também é alto; e verificação dos valores dos erros-padrão e dos testes-t. O autor também sugere observar se as estimativas de um modelo são piores do que as estimativas feitas com apenas uma parcela das variáveis explicativas

Conforme Maddala (1998), as correlações simples não possuem tanta utilidade se analisadas de forma isolada, pois não definem se existem ou não problemas iniciais com os dados disponíveis ou que ações executar se tais problemas existirem, especialmente em

relação a desafios impostos por multicolinearidade Assim, as correlações simples só ganham significado se analisadas conjuntamente com outros parâmetros, especialmente em relação ás estimações obtidas por meio das regressões.

De qualquer forma, a interpretação adequada é a de que não é possível verificar a presença ou ausência problemas de multicolincaridade diante de baixas correlações simples, contrariamente, altas correlações simples constituem indício suficiente da presença de problemas de multicolinearidade.

As soluções para problemas de multicolincaridade enfatizadas por Maddala (1998) são a "regressão de cumecira" (do inglês *"ridge regression"),* a regressão em componentes principais, mais indicada em fases exploratórias de estudos para guiar investigações e implica no uso de informações prévias sobre restrições nos parâmetros, e o abandono de variáveis, que também apresenta certas ressalvas que também estão relacionadas a informações prévias (na verdade, o autor ressalta a importância dessas informações para a utilização de quaisquer das soluções que sugere).

Detalhar essas soluções não é o objetivo do presente trabalho, visto que não são todas utilizadas, mas é importante reconhecer os procedimentos básicos e suas respectivas limitações, maiores detalhes sobre essas soluções podem ser encontrados na bibliografia de Maddala (1998) Contudo, alguns detalhes básicos dessas soluções são apresentados a seguir.

Km termos básicos, a regressão de cumeeira implica na soma dc um valor constante (um valor que '"estabilizaria" o sistema) ás variâncias das variáveis explicativas antes da resolução das equações normais, de modo a reduzir as intercorrelações. A conseqüência ruim é que as estimações se tornam viesadas - a idéia é a de que se a variância pode ser reduzida, o erro quadrado medio declinara. Porém, esse método apresenta um problema em relação a variáveis explicativas de diferentes unidades de medida

Segundo Maddala (1998), a regressão em componentes principais implica na construção de variáveis ~ a^xi **-r** ... + $aj_{n}x_{n}$, i - l,...,n, escolhendo-se os coeficientes a**,i,** a_{nn} de modo a maximizar a variância de z, Dessa forma, os x's, que são correlacionados, são interpretados como z's, que apresentam multicolinearidade zero. Mas isto não justifica o uso dos z's na regressão ao invés dos x's, exceto em determinados casos. Maddala (1998) aponta alguns problemas da regressão em componentes principais, como: a ausência de relação necessária entre a ordem dos componentes principais e o grau de correlação com a variável dependente Y; a escolha de z's ou x's com as mais alias correlações com Y e a eliminação das demais é realizada por programas de regressão do lipo *"stepwise"* (a tradução literal é "passo esperto", mas significa que o programa seleciona o melhor subconjunto de variáveis explicativas para explicar Y, o que depende das informações prévias mencionadas anteriormente, sendo que se todas as z's fossem usadas, o mesmo poderia ser feito com as próprias x's e não haveria motivo para a transformação), as combinações lineares z's não possuem necessariamente significado econômico; mudanças nas unidades de medidas de x's alteram os componentes principais, o que pode ser evitado pela padronização de todas as variáveis para ter variância unitária.

Fm seu resumo final, Maddala (1998) sugere uma seqüência básica de ações para abordar métodos de estimação c multicolinearidade Essa seqüência consiste basicamente em examinar as informações prévias disponíveis mais relevantes, buscar mais dados e formular questões que possam ser respondidas através dos dados disponíveis.

No caso do presente estudo, a amostra não poderia ser ampliada, pois o objetivo é analisar todos os 5.507 municípios brasileiros, e informações prévias não estão disponíveis. Assim, foi utilizada a análise de correlações simples e do VIF para avaliar o grau de multicolinearidade. Adiantando, determinadas variáveis apresentaram correlações simples acima de 0,90, em módulo, isto foi suficiente para que algumas delas fossem excluídas Para

4 RESULTADOS

4.1 Estatística descritiva das variáveis selecionadas e correlações simples

A estatística descritiva de cada uma das variáveis selecionadas com base nos dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil e a correlação simples entre o logaritmo natural (ln) dessas variáveis estão organizadas nas tabelas 1 e 2 a seguir.

A tabela 1 apresenta que, em média, os valores dos índices de Gini e L de Theil foram ligeiramente aumentados, ou seja, a desigualdade apresentou uma pequena piora de 1991 para 2000. A mediana apresenta o mesmo comportamento Apesar disso, as medidas de dispersão (desvio-padrão e coeficiente de variação) não apresentaram grandes alterações, o que evidencia que a dispersão da desigualdade permaneceu praticamente inalterada nos anos dc 1991 e 2000. Em relação ao valor municipal do índice de Gini, a maior redução entre 1991 e 2000 foi de -0,2, em Arco-íris (SP) e Turuçu (RS), e o maior aumento foi de 0,3, em Manari (PE) Em relação ao valor municipal do índice L de Theil, a maior redução foi de -0,49, em Codajás (AM) e Pejucara (RS), c o maior aumento foi de 0,59, cm Cachoeira do Arari (PA). O aumento dos índices municipais de Ciini e L de Theil não corresponde plenamente aos respectivos valores para o Brasil como um todo - conforme indicado em relatórios do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, o valor do índice de Gini para o Brasil em 1991 era dc 0,63 (variando municipalmente entre 0,35 e 0,79) passando para 0,65 em 2000 (variando municipalmente entre 0,36 e 0,82), e o valor do índice L de Theil para o Brasil cm 1991 era

dc 0,77 (variando municipalmente entre 0,20 c 1,18) passando para 0,76 em 2000 (variando municipalmente entre 0,16 e 1,27).

TABELA I
Estatística descritiva das variáveis

Medidas/ Variáveis	Ano	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-Padrão	Coef. de VariaçSo
Gini	1991	0,53	0,52	0,79	0,35	0.06	0,11
	2000	0,56	0,56	0,82	0,36	0,06	0,10
L de Theil	1991	0,49	0,48	1,18	0,20	0.12	0,24
	2000	0,52	0,51	1,27	0,19	0,11	0,21
Renda per capita	1991	122,99	106,70	582.85	24,98	73.16	0,59
	2000	170,81	159.10	954,65	28,38	96.43	0,56
Média de estudo das pessoas de 25 anos ou mais	1991	3.04	3,07	8,84	0,15	1,27	0,42
	2000	4,04	4,07	9,65	0,81	1,29	0,32
Percentual de pessoas de 18 a 24 anos com menos de 4 anos de estudo	1991	36,40	32,65	95,15	2.18	20,02	0,55
	2000	23,30	18,94	80,84	1,27	15,02	0,64
Percentual de pessoas de 18 a 24 anos analfabetas	1991	17,84	11,29	85,72	0.09	15,51	0,87
	2000	8,87	4,94	62,59	0,03	8.62	0,97
Percentual da renda proveniente de transferências governamentais	1991	9.87	9,52	31,20	0,36	3,87	0,39
	2000	17,12	16,63	36,11	1,57	5,49	0,32
Percentual de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferências governamentais	1991	7,57	6.96	31,92	0.04	3,82	0,50
	2000	15,37	14,43	38,33	0,82	6,21	0,40
Percentual de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 1S anos	1991	5,80	5,59	22,53	0,79	2,19	0,38
	2000	5,01	4,90	15,44	0,53	1,73	0,35
Percentual de pessoas com renda per capita menor que RS 37,75	1991	58,50	61,66	95,89	1,62	23,06	0,39
	2000	46,47	44,82	93,02	2,74	22,85	0,49
Percentual de pessoas com renda per capita menor que RS 75,50	1991	32,75	30,68	83.12	0.02	20,77	0,63
	2000	24,85	20,04	81,65	0.02	18,12	0,73
Taxa de fecundidade total	1991	3,74	3,41	8.68	1.76	1,24	0,33
	2000	2,86	2,67	7,79	1,56	0.74	0,26
Esperança de vida ao nascer	1991	63,44	63,84	74,60	50,24	5.20	0,08
	2000	67,75	68,24	78,18	54,35	4.86	0,07
Mortalidade até cinco anos de idade	1991	67,23	56.35	174,59	12,50	38,54	0,57
	2000	44,72	33,07	134,84	6,16	29,72	0,66
População Total	1991	26.661,67	9.748	9.649.519	618	169.000,44	6,34
	2000	30.833,33	10.418	10.434.252	795	186.750.58	6.06

A tabela 1 reporta ainda que a renda per capita média e mediana dos municípios aumentou, e as medidas de dispersão (desvio-padrão e coeficiente de variação) não foram substancialmente alteradas. De acordo com o relatório do Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil, a renda per capita brasileira era de RS 230,30 em 1991, aumentando para RS 297,23 em 2000

Fm relação às variáveis educacionais, a tabela 1 evidencia que, de 1991 para 2000, a média dos anos de estudo para pessoas de 25 anos ou mais aumentou, o percentual de pessoas dc 18 a 24 anos com menos de 4 anos de estudo diminuiu e o percentual de pessoas de 18 a 24 anos analfabetas também diminuiu, o que evidencia uma melhora geral dos índices educacionais no Brasil. A tabela 1 também reporta as variações nas medidas de dispersão dessas variáveis: cm relação à média dos anos de estudo de pessoas dc 25 anos ou mais, a média (da média dos anos de estudo) aumentou de 1991 para 2000 mais que proporcionalmente ao pequeno aumento no desvio-padrão, o que fez com que o coeficiente de variação diminuísse, caracterizando uma distribuição menos dispersa em 2000. Considerando as outras variáveis (analfabetismo funcional e analfabetismo das pessoas de 18 a 24 anos), as médias diminuíram mais que proporcionalmente a diminuição do desvio-padrão, o que levou a maiores coeficientes de variação em 2000 cm relação a 1991. No que diz respeito à média dos anos de estudo para as pessoas de 25 anos ou mais para o Brasil, conforme relatório do Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil, o valor para 1991 era de 4,87 anos, passando para 5,87 anos em 2000. Sobre o percentual dc pessoas de 18 a 24 anos com menos de 4 anos de estudo, o relatório do Atlas para o Brasil revela que o valor para 1991 era de 25,01%, diminuindo para 16,03% em 2000. No que tange ao percentual de pessoas de 18 a 24 anos analfabetas, o relatório brasileiro aponta valores de 11,38% em 1991 e de 5,68% em 2000. Assim, foi possível verificar uma melhora da educação municipal e nacionalmente no período entre 1991 e 2000.

A tabela l evidencia que as médias, as medianas, os mínimos e os máximos do percentual da renda proveniente de transferências governamentais e do percentual de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferências governamentais aumentaram demasiadamente de 1991 para 2000; o desvio-padrão também aumentou, mas de forma menos que proporcional ao aumento da média, fazendo com que o coeficiente de variação diminuísse no período; assim, houve uma redução da dispersão em 2000. De acordo com o relatório do Atlas, o percentual da renda proveniente de transferências governamentais para o Brasil era de 10,34% cm 1991 e 14,66% em 2000, e o percentual de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferências governamentais 7,94% em 1991 e 13,25% em 2000, o que confirma o aumento considerável no período.

Novamente em relação à tabela 1, de uma maneira geral, a média, a mediana, o mínimo e o máximo do percentual de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos foram reduzidos de 1991 para 2000. As medidas de dispersão não apresentaram grandes variações Conforme o relatório do Atlas, o percentual de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos para o Brasil era de 8,01% em 1991, passando para 5,83% em 2000, confirmando a redução a nível geral municipal.

Analisando os dados da tabela I, é possível observar que os percentuais de pessoas com renda inferior a RS 37,75 (linha de indigência) e R$ 75,50 (linha de pobreza) apresentaram, em geral, diminuições (média, mediana, máximo e mínimo), com pequenas variações no desvio-padrão e maiores coeficientes de variação, indicando maior dispersão cm 2000 do que em 1991. O percentual de pessoas com renda inferior a R$ 37,75 para o Brasil era de 20,24% em 1991 e 16,32% em 2000, e o percentual de pessoas com renda inferior a RS 75,50 para o Brasil era de 40,08% em 1991 e 32,75% em 2000, conforme relatório do Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil. Portanto, a evidência sugere que houve uma melhora

(diminuição) nesses percentuais, indicando a saída de uma parcela da população das linhas de indigcncia c pobreza.

Sobre a fecundidade, a tabela 1 evidencia que a média, *a* mediana, o mínimo e o máximo diminuíram e a dispersão da distribuição também foram reduzidos de 1991 a 2000. Assim, as famílias e/ou mulheres têm optado por ter menor número de filhos.

A esperança de vida ao nascer apresentou melhora de 1991 para 2000, evidenciada pelos maiores valores de média, mediana, mínimo e máximo em 2000, conforme reportado na tabela 1; o desvio-padrão diminuiu nesse período, mas o coeficiente de variação foi praticamente o mesmo cm 1991 e 2000. A esperança de vida ao nascer para o Brasil era de 64,73 em 1991 e 68,61 em 2000, dados do relatório do Atlas que confirmam a melhora dessa variável no período considerado.

No que concerne à mortalidade infantil, a tabela 1 mostra que a mortalidade até cinco anos apresentou reduções de 1991 para 2000 (média, mediana, mínimo e máximo). A média reduziu mais que proporcionalmente em relação à redução no desvio-padrão, fazendo com que o coeficiente de variação aumentasse de 1991 para 2000, ou seja, a distribuição desses valores se tomou mais dispersa em torno da média. O relatório do Atlas mostra que a mortalidade até cinco anos para o Brasil era de 59,48 em cada mil crianças nascidas vivas em 1991 e de 39,32 em 2000, reafirmando a redução no período.

A tabela 1 mostra que houve, em geral (média, mediana, máximo e mínimo), crescimento populacional de 1991 para 2000. O desvio-padrão aumentou e o coeficiente de variação diminuiu, ou seja, o aumento do desvio-padrão foi menos que proporcional ao aumento da média. Segundo o IBGE[36], a população estimada do Brasil em 1991 era de 146.825,475 em 1991 e dc 169 799 170 em 2000, o que representa um crescimento de cerca de 15,65? o em todo o período.

[ft] Ver lmp;//w\\w.ibt;c gov br/ibgclccn/pcsquis.-is/dcinoeraficas html.

Em resumo, os dados municipais sintetizados na tabela 1 e os dados nacionais indicam que, em 2000 comparativamente a 1991 a desigualdade aumentou ligeiramente (considerando mais significativa a variação no índice de Gini do que no L de Theil), a renda per capita aumentou mas manteve praticamente a mesma dispersão; a educação melhorou; as transferências governamentais aumentaram, o percentual de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos reduziu discretamente, a mortalidade até cinco anos reduziu drasticamente, sendo que tal redução foi da magnitude de cerca de 20% considerando os dados para o Brasil; mais especificamente, o percentual de pessoas abaixo das linhas de indigência e pobreza diminuiu - o percentual em relação à linha de indigência nacional reduziu cerca de 4 pontos percentuais e em relação à linha de pobreza declinou cm cerca de 7 pontos percentuais; a esperança de vida apresentou pequena melhora e a população total cresceu cerca de 15,65%, percentual referente aos dados nacionais.

A tabela 2 apresenta a correlação simples entre as variáveis e os índices de Gini e L de Theil. A correlação entre os logaritmos das medidas de desigualdade (Gini e L dc Theil) são muito elevadas. Entretanto, os logaritmos das medidas dc desigualdade e cada um dos logaritmos das demais variáveis isoladamente possuem correlações simples muito menos expressivas. As correlações entre índices e variáveis de um mesmo ano foram destacadas (áreas mais escuras):

TABELA 2

Coeficientes de Correlação de Pearson enlre os logaritmos das variáveis[37]

Indices/ Variáveis	**Ano**	**(In) Gini**		**(In) *L* de Theil**	
		1991	2000	1991	2000
(In) Gini	1991	1			
	2000	0,3494	> **I**		
(In)Lde Theil	1991	0,9769	0,3206	1	
	2000	0,4326	0,8799	0,4258	. 1
(In) Renda per capita	1991	0,2387	-0,2870	0,2427	-0,1079
	2000	0,1937	-0,2748	0,2100	-0.0318
	NS*				0,0182
(In) Média de estudo das pessoas de 25 **anos ou mais**	**1991**	0,2688	-0,2847	0,2856	*-0,0641*
	2000	0.2336	-0.2697	0,2451	-0,0581
(In) Percentual de pessoas de 18 **a** 24 **anos com menos de 4 anos de estudo**	**1991**	-0,1000	0,4291	-0,1377	0,2134
	2000	-0,1015	0,4274	-0,1341	0,2168
(In) Percentual de pessoas de 18 **a** 24 **anos analfabetas**	**1991**	-0,0879	0.4384	-0,1204	0,2283
	20Ò0	-0,1014	0.4U9	-0.1281	0.2116
(In) Percentual da renda proveniente de transferências governamentais	**J991**	-0,0486	-0.0756	-0.0392	-0,0712
	NS*	0,0003		0,0036	
	2000	-0,0556	-0,0369	-0,0351	-0.0637
	NS*		0,0062	0,0093	
(In) Percentual de pessoas coro mais de 50% **da sua renda proveniente de transferências governamentais**	1991	-0.0313	0,0014	-0,0262	-0,0227
	NS*	0,0200	0.9146	0,0520	0,0916
	2000	-0,0593	0,0534	-0,0425	-0,0016
	NS*		0,0001	0,0016	0,9041
(In) Percentual de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 **anos**	**1991**	0,0964	0,2807	0.0555	0,2265
	2000	0,0461	0,3031	0,0060	0,2183
	NS*"	0.0006		0.6585	
(In) Percentual de pessoas com renda per capita menor que R$ 37,75	1991	0,1051	0,4084	0,1005	0,2665
	2000	0,0096	0,5224	-0,0109	0,3217;
	NS*	0,4741		0.4190	
(In) Percentual de pessoas com renda per capita menor que RS 75,50	1991	0,0894	0.3782	0,0821	0,2414
	2000	0,0245	0,4848	0.0028	0,2969,
	NS*	0.0693		0,8382	
(In) Taxa de fecundidade total	**1991**	-0,1119	0,4209	-0.1363	0,2135
	2000	-0,1017	0.4O4O	-0.1266	0,2165
(In) Esperança de vida ao nascer	1991	0,0960	-0,3671	0,1198	-0,1857
	2000	0,1156	-0,3571	0,1394	-0,1805
(In) Mortalidade até cinco anos de idade	1991	-0.0709	0.3947	-0,0974	0,2035
	2000	-0,0822	0.4053	-0,(075	0,2135
(In) População total	1991	0,1717	0,2048	0,1451	0,2253
	2000	0,1586	0,2065	0.1291	0,2194

*NS: Nível dc Significância para o cwtictcnie de correlação, quando náo indicados, os níveis dc **Mgnitícància** são iguais a zero.

De acordo com a tabela 2, a renda per capita, por exemplo, foi positivamente relacionada aos índices de Gini e L de Theil em 1991, com correlação de cerca dc 0,24, mas

[37] O restante da tabela de Coeficintes dc Correlação de Pearson está no apêndice deste trabalho.

passou a apresentar correlação negativa em 2000 - o valor da correlação foi de -0,2748 (em relação ao Gini) a -0,318 (em relação ao L de Theil). Uma situação semelhante foi observada para o logaritmo da média dos anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais. Em relação aos logaritmos dos percentuais de pessoas de 18 a 24 anos com menos de 4 anos de estudo e dos percentuais de pessoas de 18 a 24 anos analfabetas, a situação foi inversa; em 1991, tais variáveis apresentaram pequena correlação negativa com os índices de Gini e L de Theil, em 2000, a correlação simples entre esses percentuais e as medidas de desigualdade foi maior, com valores dc 0,4274 e 0,4119 para o índice dc Gini e 0,2168 e 0,21 16 para o índice L de Theil

As medidas relativas a transferências governamentais apresentaram correlações próximas dc zero com os índices de Gini c L dc Theil, tanto para o ano de 1991 quanto para o ano de 2000,

Em relação à variável sobre formação de domicílios, para o ano de 1991, o logaritmo do percentual de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores dc 15 anos apresentou correlação próxima de zero em relação aos logaritmos dos índices de Gini e L de Theil; em 2000, a correlação foi positiva, de valores 0,303 1 em relação ao Gini e 0,2183 em relação ao L de Theil.

Em relação ás linhas de pobreza e indigência, ambas apresentaram correlações pouco expressivas para o ano de 1991, sendo que as correlações são positivas e maiores para o ano de 2000 a linha de indigência apresentou maior correlação com o Gini (0,5224) e com o L de Theil (0,32) do que a linha de pobreza (0,4848 em relação ao Gini e 0,2969 em relação ao I. de Theil).

O logaritmo da taxa de fecundidade total apresentou correlações pequenas cm ambos os anos (um pouco maior em 2000), mas o sinal de 1991 foi negativo e o sinal de 2000 foi positivo. O logaritmo da esperança de vida apresentou correlações próximas de zero em

relação aos logaritmos de Gini e L de Theil no ano de 1991, mas apresentou correlações negativas no ano de 2000, de valores -0,3571 (Gini) c -0,1805 (L dc Theil). A tabela 2 reporta ainda que a mortalidade até cinco anos apresentou, em 1991, correlação com os logaritmos das medidas de desigualdade próxima de zero, em 2000, a correlação foi positiva, com valores de 0,4053 para o índice dc Gini e 0,2135 para o índice **I,** dc Theil. Por último, a população apresentou correlações positivas pequenas em relação aos índices de Gini e **L** de Theil para os anos de 1991 e 2000,

Hnfim. foi possível observar que nenhuma das correlações simples evidenciadas na tabela 2 foi idêntica em 1991 e em 2000.

4.2 Curvas de Lorenz e Lorenz Generalizada

Antes de iniciar esta seção, é importante relembrar que o coeficiente de Gini é **a** diferença da linha de 45 graus e a curva de Lorenz, Conforme já mencionado, as curvas de Lorenz c Lorenz Generalizada são ilustradas neste trabalho a partir de dados sobre população e renda per capita dos 5.507 municípios brasileiros contidos no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, com pesos atribuídos de acordo com a população de cada município.

Os resultados são apresentados nas figuras a seguir. Nas figuras 1 a 4, os gráficos foram traçados com base nos dados sobre a renda per capita municipal ponderados pelos dados de população municipal. As figuras 5 a 8 evidenciam gráficos traçados com base apenas nos dados sobre a renda per capita municipal (não ponderados pela população municipal). Os gráficos foram desenhados em mesma escala para permitir uma comparação mais precisa:

Curva de Lorenz para os municípios brasileiros em 1991

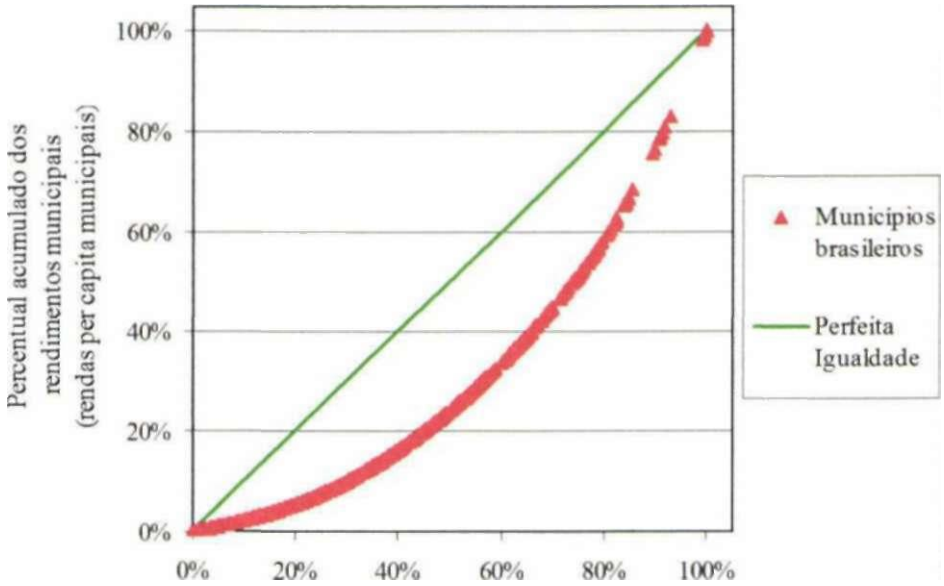


FIGURA I: Curva de Lorenz para os municípios brasileiros em 1991, ponderada pela população

Curva de Lorenz para os municípios brasileiros em 2000

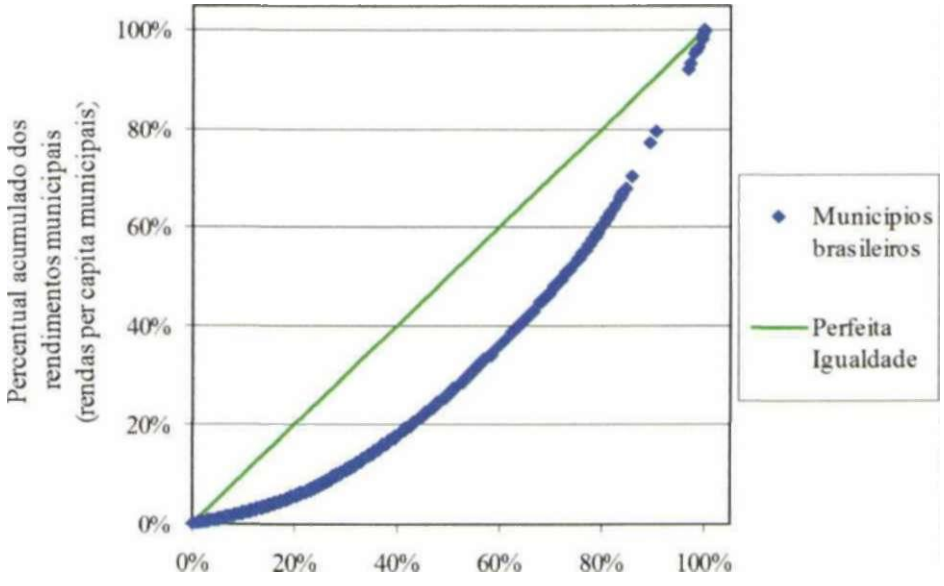


FIGURA 2: Curva de Lorenz para os municípios brasileiros em 2000, ponderada pela população

(in vi de Lorenz Generalizada para os municípios brasileiros cm **1991**

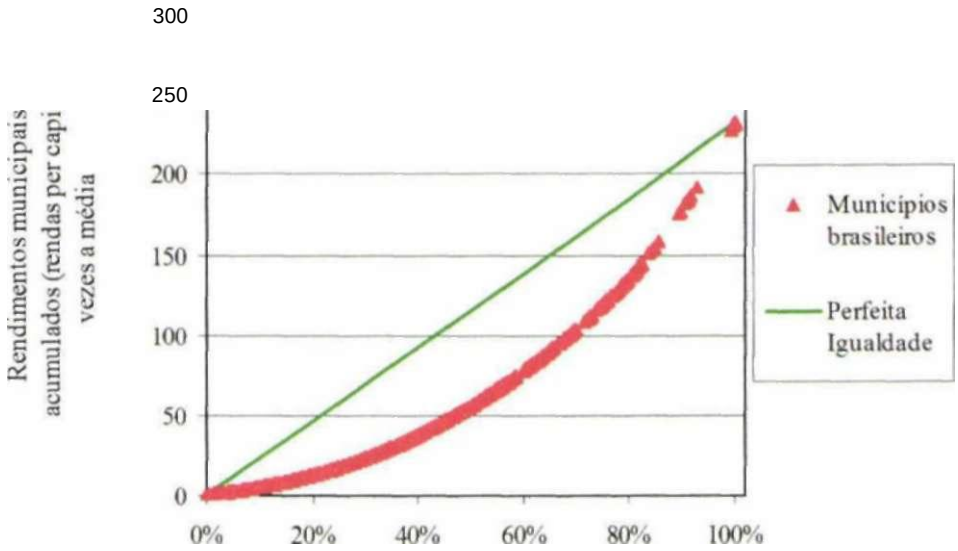


FIGURA 3: Curva de Lorenz Generalizada para os municípios brasileiros em 1991, ponderada pela população

Curva dc Lorenz Generalizada para os municípios brasileiros em 2000

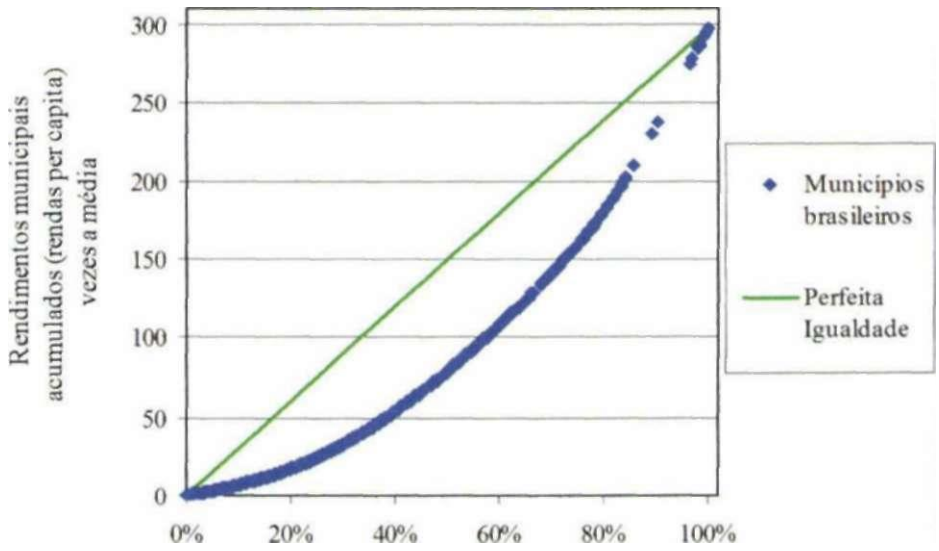


FIGURA 4: Curva de Lorenz Generalizada para os municípios brasileiros em 2000, ponderada pela população

Curva íle Lorenz para os municípios brasileiros em 1991

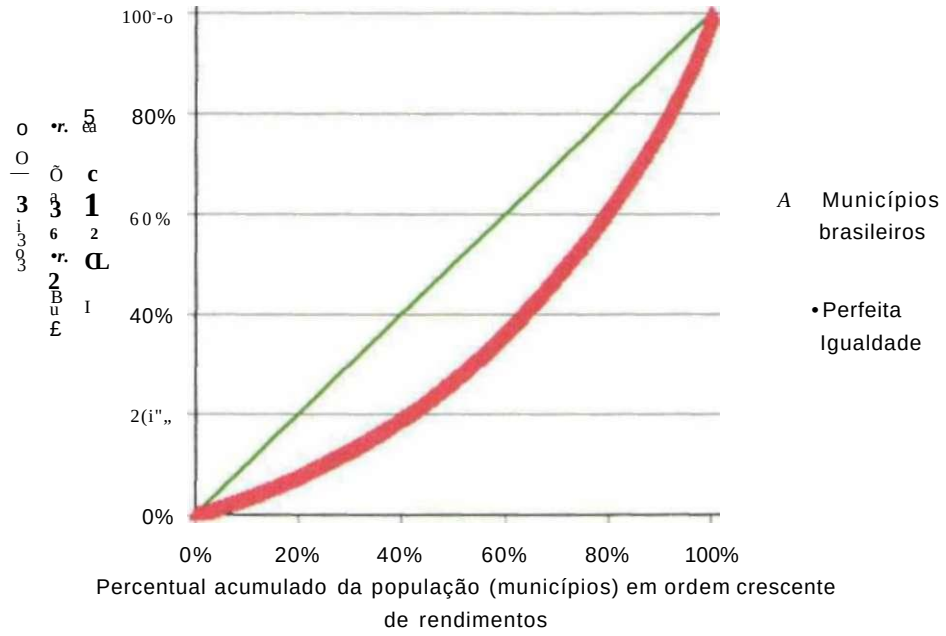


FIGURA 5: Curva de Lorenz para os municípios brasileiros em 1991, não ponderada pela população

Curva de Lorenz para os municípios brasileiros em 2000

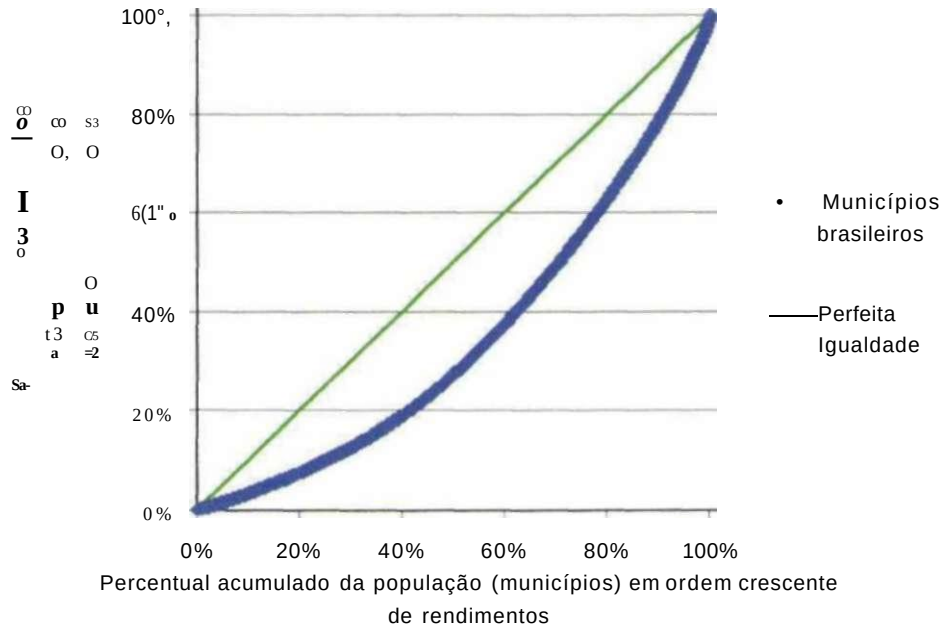


FIGURA 6: Curva de Lorenz para os municípios brasileiros em 2000, não ponderada pela população

Curva de Lorenz Generalizada para os municípios brasileiros em 1991

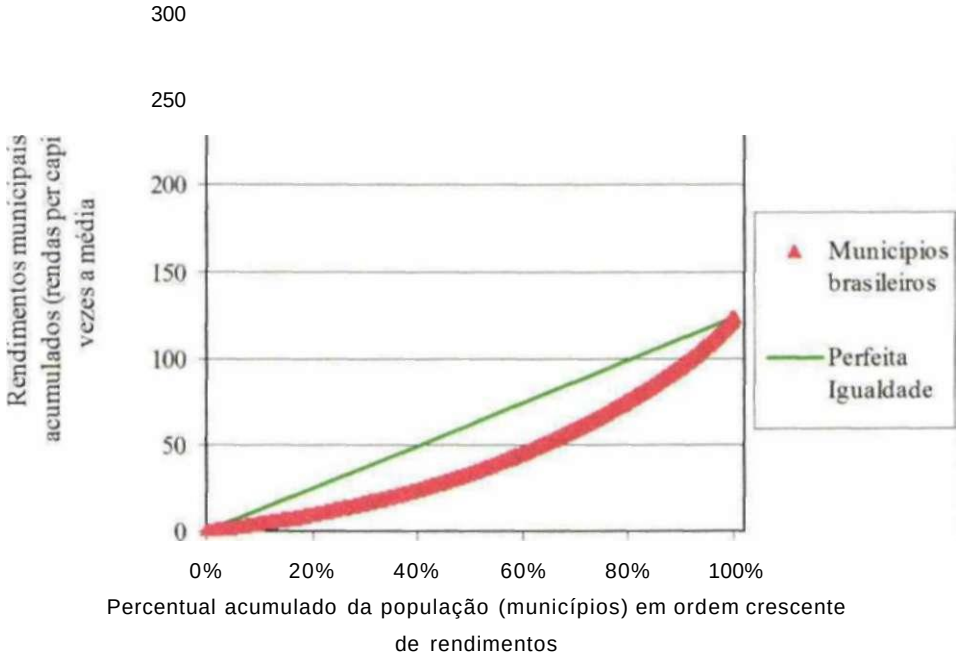


FIGURA 7: Curva de Lorenz Generalizada para os municípios brasileiros em 1991, não ponderada pela população

Curva de Lorenz Generalizada para os municípios brasileiros cm 2000

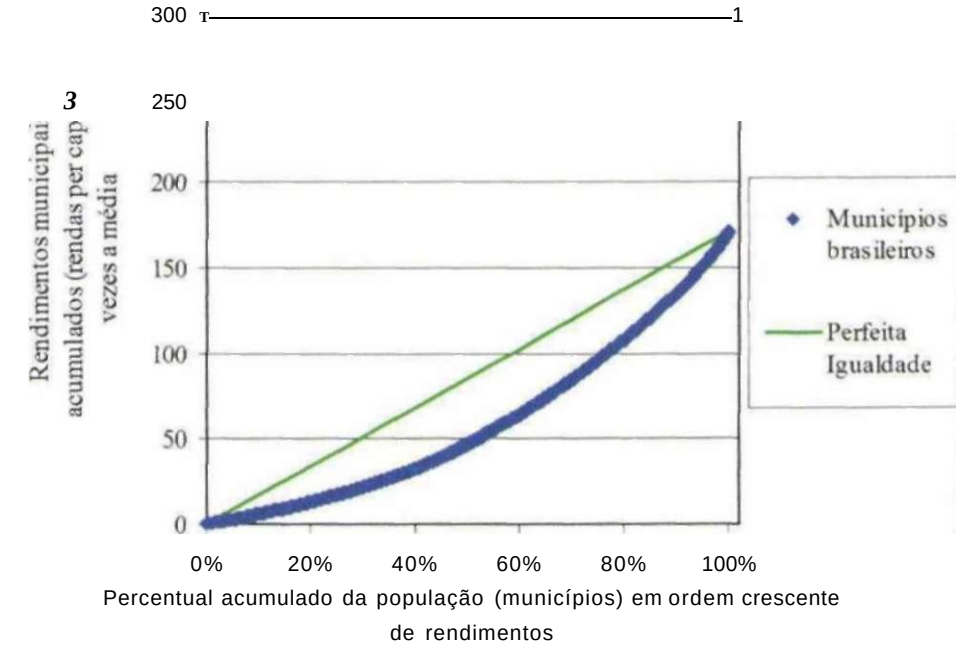


FIGURA 8: Curva de Lorenz Generalizada para os municípios brasileiros em 2000, não ponderada pela população

As curvas cie perfeita igualdade referem-se à curva de 43 graus cm relação aos eixos horizontal c vertical. As cur\as de Lorenz e Loren/ Generalizada'** pura os anos de 1991 e 2000 são formadas dc pontos, que representam cada um dos 5.507 municípios brasileiros, neste trabalho padronizou-se a cor vermelha e a forma de pequenos triângulos para representações gráficas dos municípios cm 1991 e a cor azul e a forma de pequenos losangos para representações gráficas dos municípios cm 2000 A única exceção a esse padrão ocorre na figura 14, posteriormente.

A ponderação pela população retrata a distância dos municípios em uma distribuição de desigualdade a partir da renda per capita em lermos do número de indivíduos em cada um desses municípios, enquanto a não ponderação retrata essa distância em termos de municípios como unidades de comparação do igual importância Assim, ambas as análises sào válidas, mas possuem interpretações diferentes

Para discutir os impactos da ponderação, foram realizadas regressões quantilicas'[1] com dados municipais sobre renda per capita e população A figura 9 a seguir mostra os resultados dessa regressão para os anos de 1991 e 2000

'* As curvas dc l.orcn/ c Lorcn/ Generalizadas Riram traçadas por meio do comando *gh-unv* no programa estai isiico *Statu SH \0Jor* ff mí/rm-v

Paia maiores informações sobre *"(hunink' Mcwwio/i" ou* Regressão Quaultl. \jde Apêndice.

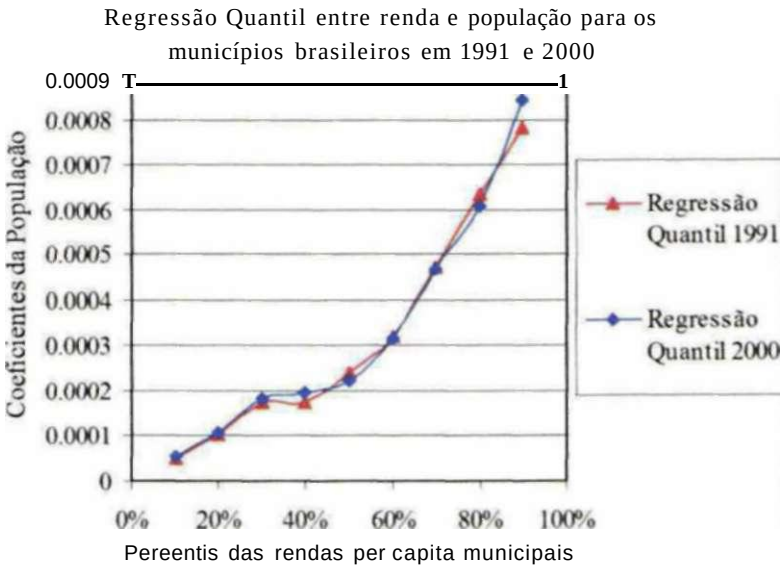


FIGURA 9: Regressão Quantil ente renda e população para os municípios brasileiros em 1991 e 2000

A figura 9 evidencia grande semelhança entre as regressões quantílicas para 1991 e 2000 e sugere que municípios mais populosos possuem maiores rendas per capita. Mais do que isto. a correlação entre população e renda aumenta com os pereentis, o que implica que ao usar a população como ponderador, deu-se um peso maior para municípios mais ricos, especialmente os muito ricos.

Os picos das curvas ponderadas de Lorenz Generalizada para 1991 e 2000 possuem valores máximos do eixo vertical de R$ 230,98 e R$ 297,78 respectivamente, que correspondem às rendas per capita médias desses anos considerando todos os municípios, e é possível notar a grande proximidade desses valores com os dados sobre a renda per capita brasileira, que eram de R$ 230,30 em 1991 e R$ 297.23 em 2000. Os picos das curvas não ponderadas de Lorenz Generalizada para 1991 e 2000 são de cerca de R$ 122.99 e R$ 170,81. e não se aproximam da média nacional porque são calculados por metodologias diferentes - descosideram o tamanho dos municípios.

Com base na simples observação dos gráficos ponderados e não ponderados (desconsiderando-se, nestes últimos, a inclinação das curvas de Lorenz Generalizadas devido à escala utilizada), é possível notar que as curvas de Lorenz e Lorenz Generalizada para

ambos os anos são muito semelhantes; destarte, não é possível concluir se a desigualdade em 2000 foi maior ou menor cm relação a 1991.

De acordo com os dados da tabela 1 deste trabalho e dados originados no relatório do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, a desigualdade para o pais, medida pelo índice de Gini, apresentou pequeno aumento de 1991 para 2000 nos municípios (a média passou de 0,53 a 0.56) e no pais como um todo (0.63 cm 199] para 0.65 cm 2000). Isso sugeriria que a distância entre a curva de Lorenz e a curva de perfeita igualdade (Gini) seja ligeiramente maior cm 2U00 do que em 1991. apesar de tal distância não ser perfeitamente visível nos giallcos Hnlietaiito. como as metodologias de cálculo dos indices para o Brasil como um todo e para o conjunto dos municípios brasileiros sào diferentes, os dados não são comparáveis c a maior distância das curvas cm 2000 não precisa ocorrer necessariamente, mesmo sc considerados os dados da tabela I

Sem levar em consideração os dados brasileiros, sobreposições das curvas de 1991 e de 2000 da Lorenz (rigura 10 e 12) c Lorenz Generalizada (Figura 1 I e 13) podem auxiliar no esclarecimento da questão sobre qual curva e mais distante da linha dc perfeita igualdade. A figura 14 é uma sobreposição das curvas de Lorenz para 1991 e 2000, ponderadas e não ponderadas O recurso dc sobreposição de curvas também foi usado por Barros e Mendonça (1995);

Curva de Lorenz para os municípios brasileiros em 1991 e 2000

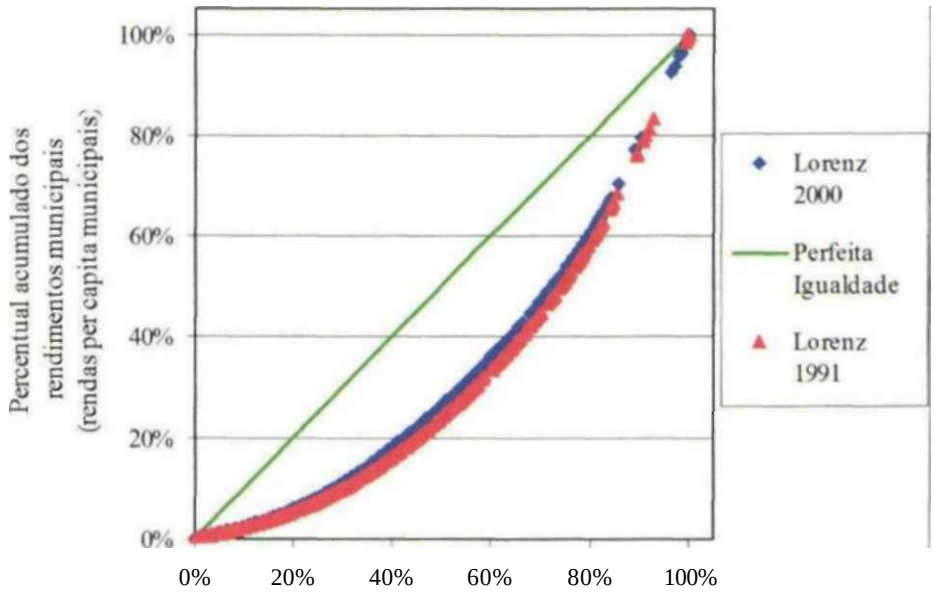


FIGURA 10: Sobreposição das curvas de Lorenz de 1991 e 2000 para os municípios brasileiros, ponderadas pela população

Curva de Lorenz Generalizada para os municípios brasileiros cm 1991 e2000

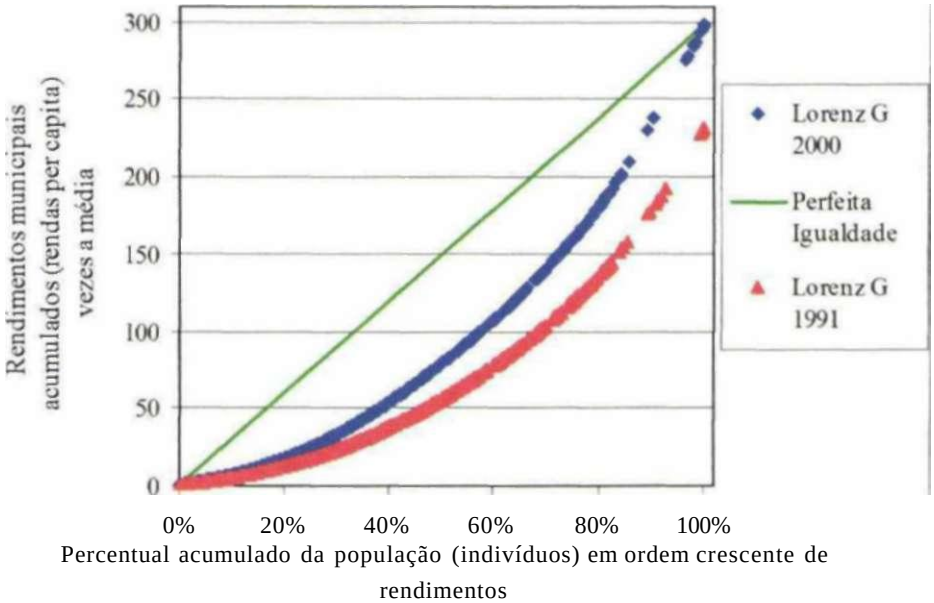


FIGURA 11: Sobreposição das curvas de Lorenz Generalizada de 1991 e 2000 para os municípios brasileiros, ponderadas pela população

Curva de Lorenz para os municípios brasileiros em 1991 e 2000

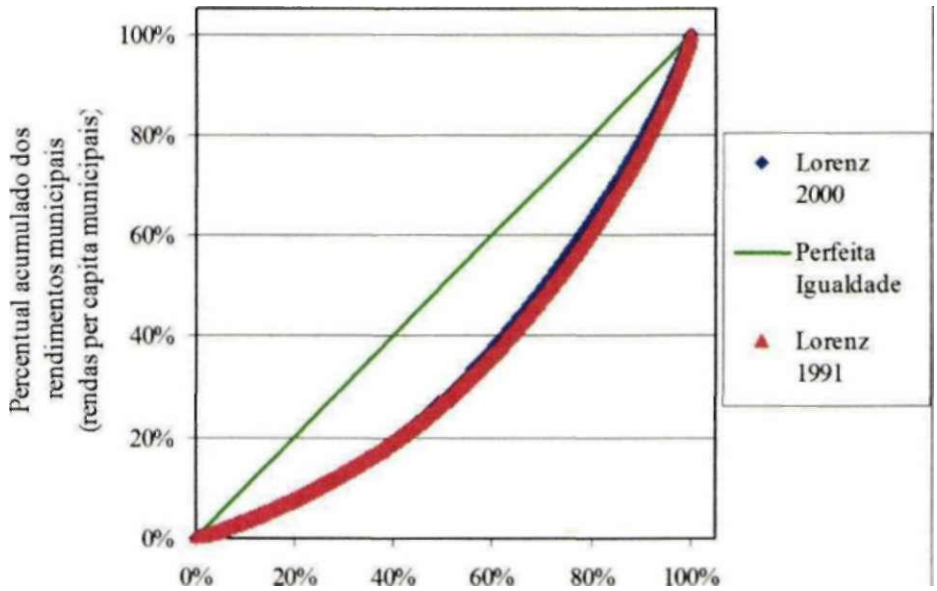
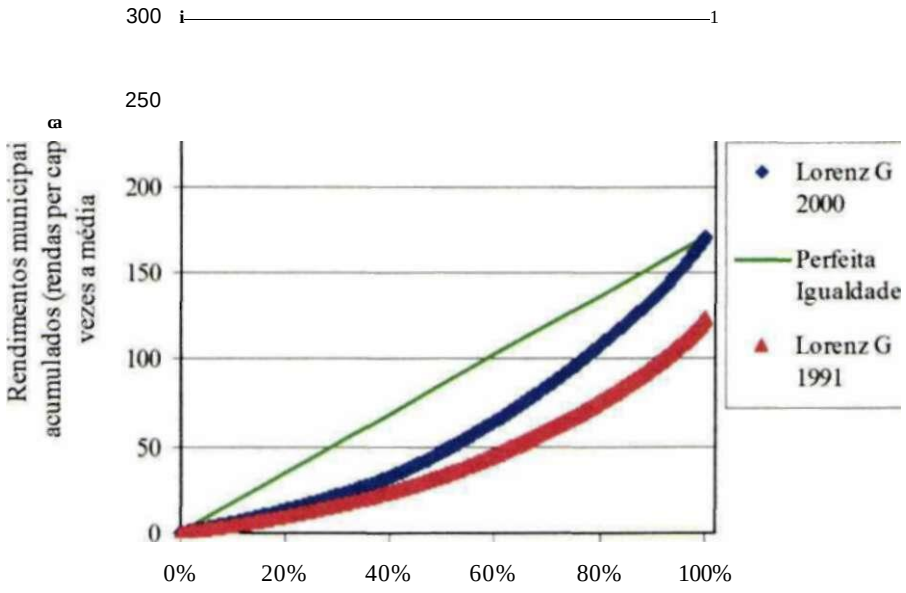


FIGURA 12: Sobreposição das curvas de Lorenz de 1991 e 2000 para os municípios brasileiros, não ponderadas pela população

Curva de Lorenz Generalizada para os municípios brasileiros em 1991 e 2000



FIGl RA 13: Sobreposição das curvas de Lorenz Generalizada de 1991 e 2000 para os municípios brasileiros, não ponderadas pela população

Sobreposição das curtas de Lorenz ponderadas e não ponderadas

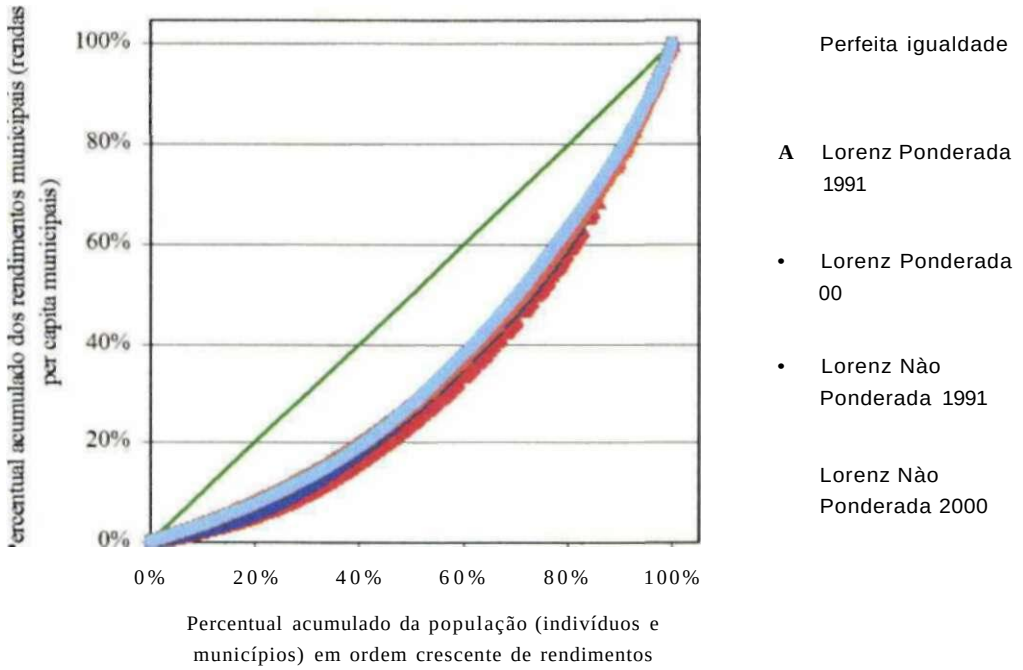


FIGURA 14: Sobreposição das curvas de Lorenz de 1991 e 2000 para os municípios brasileiros, ponderadas e não ponderadas pela população

No que tange os gráficos das curvas de Lorenz, de acordo com Medeiros (2006), a curva de Lorenz permite concluir, de forma mais simples, se uma distribuição é mais desigual do que outra. Porém, ao observar as sobreposições das curvas de Lorenz para os municípios brasileiros em 1991 e 2000 (figuras 5 e 6), não é tão fácil concluir se a desigualdade é maior ou menor em 2000 do que em 1991 em relação à análise dos gráficos individuais (figuras 1 e 2). Medeiros (2006, p. 32) ressalta que mesmo que todos os rendimentos de uma população sejam duplicados, ainda assim a forma da curva de Lorenz permanece a mesma, o que pode explicar a proximidade das curvas para os anos de 1991 e 2000. De qualquer forma, a conclusão mais plausível não seria a de que uma distribuição de um ano é mais desigual do que a distribuição de outro - pelo menos não por meio da simples observação dos gráficos acima -, mas sim a de que os gráficos sugerem que a desigualdade em 1991 e 2000 são muito próximas.

Em relação aos gráficos das curvas de Lorenz Generalizadas (curvas não normalizadas pela renda, desenhada a partir de valores obtidos pela multiplicação dos percentuais de renda acumulada da curva de Lorenz pela renda média da distribuição) ponderadas e não ponderadas, conforme Medeiros (2006, p. 32). essas curvas permitem a "ordenação do nivel de desigualdade de duas distribuições cm termos de bem-estar". A sobreposição das curvas de Lorenz Generalizada (figuras II e 13, ponderadas e não ponderadas, respectivamente) apresenta dois aspectos principais. O primeiro deles c que a linha de perfeita igualdade foi desenhada com base na renda per capita média de 2000, que e maior do que a renda per capita média de 1991 -• o limite superior da curva de 1991 não corresponde ao limite superior da linha de perfeita igualdade. Conforme Medeiros (2006). na demonstração de curvas dc Lorenz Generalizada, o fato de que a curva de 2000 está acima da curva dc 1991 no gráfico significa que os todos os municípios cm 2000 possuem rendas maiores do que todos os municípios em 1991. Mas, como os municípios são os mesmos em anos diferentes, essa observação não implica na existência de menor desigualdade em 2000 do que em 1991; implica somente na constatação pura de que a situação dos municípios em 2000 é melhor do que a situação das pessoas em 1991 A análise individual (figuras 3 e 4, 7 e 8) e a sobreposição das curvas de Lorenz Generalizada (figuras 11 e 13) podem mostrar, segundo Medeiros (2000), o aumento ou a diminuição da distância entre ricos e pobres, evidenciando que mesmo se a desigualdade relativa permanecer constante, a desigualdade absoluta pode aumentar As sobreposições das figuras I 1 e 13 evidenciam que a distância entre ricos e pobres aumentou em 2000 em relação ã 1991. O segundo aspecto é que a população de 2000 é cerca de 15% maior do que a população dc 1991, diferença não relevante em relação à representação pela curva de Lorenz Generalizada, pois esse tipo de curva fornece uma comparação independente do tamanho da população essa e uma vantagem da comparação pela curva dc Lorenz Generalizada cm relação á curva de Lorenz

Uma observação que pode ser importante a partir da analise dos gráficos das curvas ponderadas individuais de Lorenz para 1091 (figura 1) e 2000 (figura 2) e da sobreposição (figuras 10 e 14) e a distribuição dos pontos (pequenos triângulos vermelhos, representando valores municipais no ano de 1991 e pequenos losangos azuis, representando valores municipais no ano de 2000) na parte "mais alta" das curvas: em 1991, menos pontos eram concentrados próximos ao pico máximo, e mais pontos estavam um pouco abaixo desse pico em relação aos pontos de 2000 Considerando essas duas áreas do gráfico, os pontos (municípios) do pico máximo, que podem ser chamados sinteticamente dc "grupo dos mais ricos'", c os pontos logo abaixo desse pico. que podem ser chamados sinteticamente de "grupo dos segundos mais ricos", parecem indicar unia "migração" de pontos entre eles de 199] para 2000 - alguns dos municípios do "grupo dos segundos mais ricos" aumentaram sua renda de forma a "subir" para o "grupo dos mais ricos" Porém, o restante dos pontos/municípios não apresentou movimentos significativos de subida ou descida na curva. A mesma situação pode ser observada através dos gráficos para as curvas ponderadas de Lorenz Generalizada de 1991 (figura 3) e 2000 (figura 4) e para a sobreposição (figura 11) dessas curvas L.ssa observação pode ser analisada dc diversas formas, mas uma das possibilidades levantadas é a de que políticas governamentais implementadas entre 1991 e 2000 podem ter favorecido especialmente esse "grupo dos segundos mais ricos" c mantido a condição dos municípios que formam o restante da curva Lssas observações sobre os pontos na parte superior das curvas, no entanto, não podem ser feitas com base nos gráficos de curvas não ponderadas pela população

Finalmente, uma possível conclusão geral diante da análise dos gráficos seria composta das seguintes assertivas

1 As curvas ponderadas e não ponderadas de Lorenz indicam uma grande proximidade nas distribuições de desigualdade dos anos de 1991 c 2000 para

todos os municípios brasileiros, ou seja. em linhas gerais, a desigualdade tbi praticamente constante nesse período,

2 As curvas de Lorenz Generalizadas ponderadas e não ponderadas apontam uma melhora geral na distribuição de renda de 2000 em relação a 1991, informação conlirmada pelos dados de crescimento da renda mais do que proporcional cm relação ao crescimento populacional - mais renda para um número proporcionalmente menor de indivíduos -, mas também apontam um aumento da distancia entre ricos c pobres,

3. Apesar da melhora do nivcl geral de renda de 1991 para 2000. uma análise mais minuciosa dos pontos das curvas ponderadas de Lorenz e Lorenz Generalizada sugere que esse aumento dc renda pode ter beneficiado mais o grupo dos municípios mais ricos, que conseguiram melhorar ainda mais suas posições na distribuição de renda, enquanto os grupos "mais pobres" mantiveram suas posições na curva, o que sugere um aumento da distância entre ricos e pobres.

Alguns exemplos da postura do governo encontrados na bibliografia pesquisada que podem contribuir para a constatação da situação descrita é o aumento da regressividade de impostos, o aumento da tributação indireta, o aumento das taxas de juros (conforme visto anteriormente no trabalho de Kuznets (1955), somente os mais ricos conseguem poupar, dc forma que quanto mais altos forem os juros, maior será a acumulação de riqueza pelos mais ricos c mais distantes ficarão em relação aos pobres), o aumento do poder dos ricos de influenciar decisões políticas e o aumento relativo da população no grupo dos mais pobres, dentre outros. Dc fato. segundo Salvato et. al (2006), neste período o aumento da renda per capita municipal não parece ler sido "pró pobre", o que corrobora o movimento crescente ao

longo da curva mais evidente no caso de municípios na parte superior da curva, ou seja, municípios que jã eram considerados "ricos" em 1991 aumentaram ainda mais seu status de riqueza em 2000, l!sse pode ser um fator muito relevante para direcionar políticas públicas cjue favoreçam mais os municípios mais pobres, e não os municípios mais ricos A partir da constatação dessa situação, c mais fácil relacionar a postura governamental com as questões sobre desigualdade

Um exemplo de postura governamental que pode estar favorecendo o grupo dos municípios "mais ricos" está relacionado ao federalismo fiscal c mais especificamente às transferC'iicias voluntárias c constitucionais intergovei namentais[40] (do governo federal para governos estaduais, dos governos federal c estaduais para os governos municipais), que não foram empiricamenle testadas neste trabalho.

Araújo Jr.. Shikida e Silva (2003) investigam a relação entre reeleição de governantes do poder executivo e situação dos gastos públicos municipais, envolvendo questões sobre federalismo fiscal e ciclos políticos. F.sscs autores evidenciam diversos aspectos fundamentais sobre essas questões, dentre os quais ê importante destacar dois a) com a Constituição Federal de 1988, o Brasil seguiu uma tendência mundial de descentralização fiscal que, basicamente, deu maior autonomia aos governos subnacionais. principalmente em termos dc administração financeira (envolvendo tributos), mas b) essa descentralização não foi acompanhada por adequada distribuição de direitos e deveres entre os diferentes níveis de governo (segundo os autores, essa distribuição precária constitui um dos "desequilíbrios do federalismo brasileiro"), que permanece desigual e imprópria nos dias atuais

Araújo Jr., Shikida e Silva (2003) destacam ainda que as receitas municipais foram aumentadas principalmente pelo aumento das transferências governamentais previstas na

" Ver Imp./**mwM** sin fazenda »o\ br/csiaiisOca/cst estados asp, fonte de dados mili/ada poj Araújo Jr., Shikida c Silva (2**(HfÒ)** Ver o Plano dc Contas do Sisicma Integrado de Administração Imancara do Governo Federal (SIAH) em http /.'vvww. tesouro fazenda gov.br/eontabilidade **I**'.ovcriianicniaL'download/Pconias pdf para comas sobre transferencias governamentais. Ver lambem Modelo de Plano de Conms para Municípios cm Imp.•'••**uvvvv** fa/.eiida gov br ucp/piuii'nitX>cs/Anc\»4 Ago.J002 POF.

Constituição Federal de 1988, mas que ocasionaram a desvinculação de gastos dos governos locais dc suas bases tributarias próprias, o que, alem de estimulai emancipações, fez com que os municípios não empenhassem esforços em aumentar suas arrecadações ou controlar seus gastos A relação dessa situação com a desigualdade entie municípios evidenciadas nas curvas de Lorenz e Lorenz Generalizada c a de que o aumento das transferências intergovernamentais pode ler feito com que os municípios se esforçassem menos em melhorar suas situações financeiras.

Enfim, a interação de todos os fatores mencionados é que determina o resultado final e as peculiaridades de cada município, estado, ou pais lendo isso em vista, os diferentes níveis de governo devem estar munidos de informações sobre o maior numero possível desses fatores, bem como sobre o contexto geral e as peculiaridades, visando planejar adequadamente as ações locais e globais que permitam o desenvolvimento econômico.

4.3 (ur\;»s de Kuznets para os municípios brasileiros

Conforme já mencionado, para testar a curva de Kuznets, a metodologia usada nesta pesquisa é semelhante à utilizada por diversos autores (vide seção 2 3) Para cada ano, a equação cm nível c

em que a variável dependente Y corresponde ao logaritmo natural dos índices de desigualdade (Gini c L de Theil). a variável independente X é o logaritmo natural da renda per capita e X^{i} é

o logaritmo natural da renda per capita ao quadrado. Tomando a primeira diferença do modelo obtenios

(10) $AY_{,t} = y + .iX_{1},p,--AX^{2}i:P, - u_{„}$

onde $u_{,t} - Ac_{„}$. As tabelas a seguir mostram os resultados das regressões e os respectivos VlFs:

TABELA 3

Krg/**r.yvw** *a»n Gini yi>mi> varia* c) dcpviuivniv*

Variável (In)	Coeficiente	Erro Padrão Rofmsto	Estatística t	P>|t|	Intervalo de Confiança dc 95%		VIF
	0.91 IS55	0.039.151	23.17	0	0.834711	0.9X8999	24.S4
n.	-í>.nK753	U.004(<(,|	-21.55	I)	-(U)955	-0.07957	24,84
7	(U>4n~5X	it 003751	IO.X7	0	0.1)33405	0.048112	24.84
K"	0.1152	1			i		

VIF médio: 24.84

TABELA 4

Regressão com L de Theil como vitrijvel dependente

Variável (In)	^ Coeficiente 1	Frro Padrão Robusto	Estatística l	P>HI	Inters a Io de Confiança de 95%		VIF
P"	1 1.3M<>í>9	0.075X62	17,95	0	1.212949	1.5103X9	24.X4
P-	-0.11293	0.007X91	-14.3)	0	-0.12S4 '	-n.oy746	24,84
	j -0.02541	0 006573	-3.X7	(1	-0,03X29	-0.01252	24.84
" *1*	f O.H29	i—			i		

VIF médio; 24.84

Lm relação a problemas de multicolinearidade, é ideal que os VlF's sejam os menores possíveis e de valor máximo igual a 10, no entanto, conforme mostram as tabelas 3 e 4, esse critério não foi observado; porem, isto não tornou os testes-t não significativos.

Os resultados das tabelas 3 c 4 não refutam a hipótese de Kuznets, pois o coeficiente positivo para o logaritmo da renda per capita e o coeficiente negativo para o logaritmo da renda per capita ao quadrado em ambas as regressões geram o formato de L" invertido. E possível observar que os coeficientes são significativos ao Nível de Confiança de 95% - as

estatísticas t sào suficientemente altas e os p- valo res rejeitam a hipótese nula de que os coeficientes são estatisticamente iguais a zero.

Os gráficos dos valores dos logaritmos de Gini e L de Theil como função da renda per capita (ln) são representados nas figuras a seguir a partir dos resultados das regressões evidenciados nas tabelas 3 e 4. As regressões foram estimadas em diferença, o que acarretou a "perda" da constante p. Assim, para construir os gráficos para 1991 e 2000 para as variáveis em nível, foi somada uma constante ao valor estimado de $Yj_{,}$ de modo a tornar a média igual à média de Yj,. Os gráficos foram feitos em mesma escala para permitir uma comparação mais precisa e manteve-se a padronização citada anteriormente - triângulos vermelhos para representações gráficas dos municípios em 1991 e losangos azuis para representações gráficas dos municípios em 2000 mas a dimensão dos pontos foi reduzida:

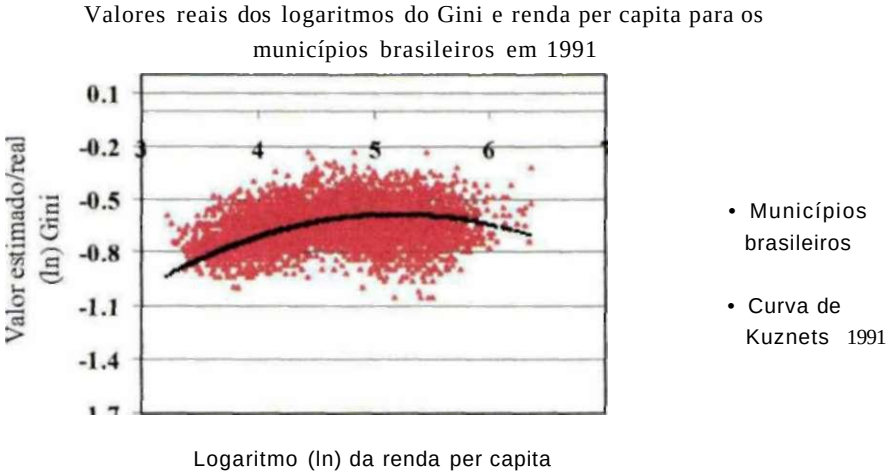


FIGURA 15: Curva de Kuznets para os municípios brasileiros em 1991 - Gini

Valores reais dos logaritmos do Gini c renda per capita para os municípios brasileiros em 2000

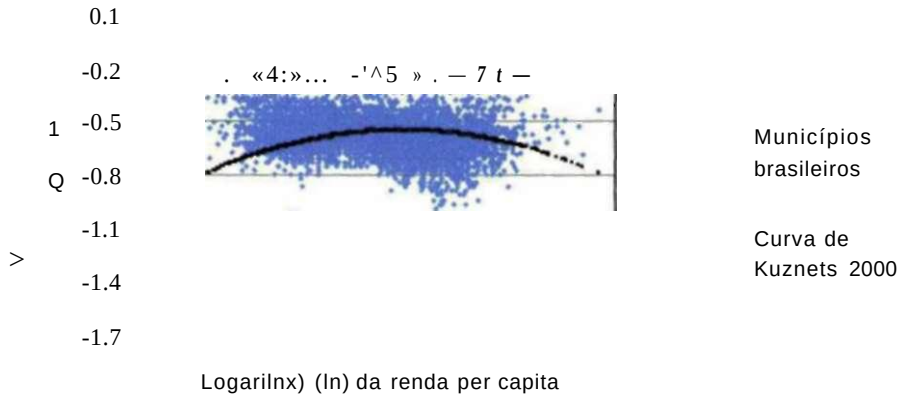


FIGURA 16: Curva de Kuznets para os municípios brasileiros em 2000- Gini

Valores reais dos logaritmos do L de Theil e renda per capita para os municípios brasileiros em 1991

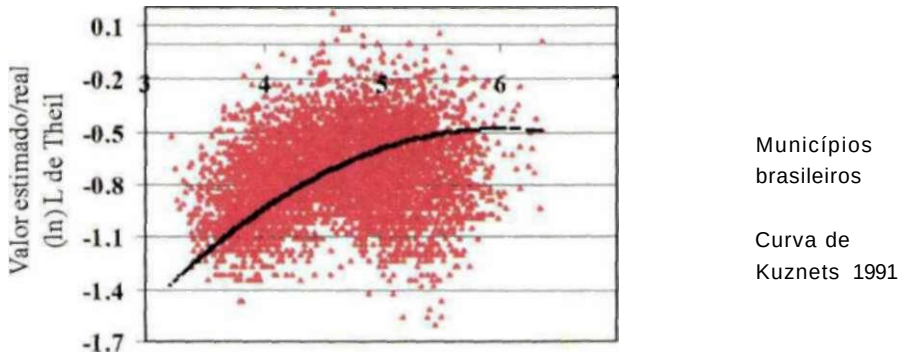


FIGURA 17: Curva de Kuznets para os municípios brasileiros em 1991 - L de Theil

Valores reais dos logaritmos do L de Theil c renda per capita para os municípios brasileiros em 2000

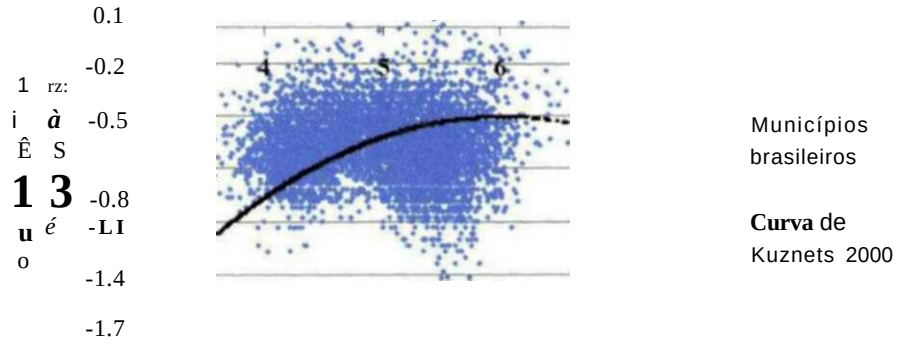


FIGURA 18: Curva de Kuznets para os municípios brasileiros em 2000 - L de Theil

Uma observação dos valores reais permite perceber que os valores de Gini sào menos dispersos cm relação a renda do que os valores de L de Theil de tato, a tabela 1 mostra que o desvio padrão e o coeficiente de variação do I- dc Theil sào maiores do que os do Gini nos anos dc 1991 e 2000. Ao fazer essa observação, e necessário considerar que. ao contrário do indice I. de Theil. o Gini não ultrapassa o valor de 1.

As curvas feitas com o indice de Gini (figuras 15 e 16 para 1991 e 2000, respectivamente) apresentaram seqüencialmente um segmento dc parábola ascendente, um ***"nir/iifix /utinr*** (ou "ponto dc virada") no segmento mais alto seguido por um segmento descendente de tamanho semelhante ao segmento ascendente, o que é uma evidência favorável à hipótese de Kuznets de que a desigualdade cresce com o aumento da renda e depois diminui.

Quanto aos gráficos traçados a partir dos indices I, de Theil (figuras 17 e 18), respectivamente), as curvas de Kuznets de ambos os anos apresentaram seqüencialmente segmentos de parabola ascendente e um *"tuining potnf*'. mas o segmento posterior descendente é dc tamanho bastante reduzido Isto nào rejeita a hipótese de Kuznets se for considerado que o setor "não-agricola" possui desigualdade muito mais intensa do que o setor agrícola. Neste caso, a migração do setor agrícola para o setor "não-agrieola" aumenta a desigualdade. Além disso, mesmo se todos os indivíduos do setor agrícola estivessem no setor "nào agrícola" a desigualdade não reduziria substancialmente

Os valores baixos dc R^2 nas tabelas *3* e 4 são dados complementares favoráveis ao argumento de que o modelo construído pode nào ser adequado para verificar a relação proposta por Kuznets entre desigualdade e renda

4.4 Regressão linear entre os índices de Gini e L dc Theil e demais variáveis selecionadas

Nesta seção, foi utilizado um modelo semelhante ao da seçào anterior, com duas exceções: X passa a representar diversos determinantes da desigualdade e o termo X* não foi incluído. No presente trabalho, problemas de multicolinearidade foram abordados por meio da observação dos valores de Vil" para as respectivas regressões, conforme já mencionado, e da exclusão de algumas variáveis explicativas (quando verificadas altas correlações simples), i'ara avaliai problemas de robustez dos resultados, as variáveis excluídas foram alternadas. Foram realizados quatro grupos de regressões devido á alta correlação entre os logaritmos naturais"[11] do percentual da renda proveniente de transferencias governamentais e do percentual de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferencias governamentais (a correlação da diferença do logaritmo das respectivas variáveis é igual a 0,035-4), c também entre os logaritmos naturais do percentual de pessoas com renda per capita menor que R$ 37,75 e do percentual de pessoas com renda per capita menor que RS 75,50 (a correlação da diferença do logaritmo das respectivas variáveis **c** igual a 0,8701) Os resultados e as analises das sensibilidades a essas mudanças são apresentados nas tabelas 5 a 8 para o Gini e 0 a 12 para o **L** de Theil'[12].

Como iodas as variáveis estão cm logaritmos naturais, os cocficienlcs estimados nas regressões representam a elasticidade Assim, um dado coeficiente expressa a variação positiva ou negaiiva na desigualdade quando ocorre o aunicsuo de uma imidade em determinada variável explicativa.

"~ F. uti|>ortaiite ressaltar que. apesar da utilização de "soluções" para problemas de iniilucoimeandade neste trabalho, as limitações dc tais soluções sào reconhecidas conforme apontado por Maddala (1998). bem como a possibilidade de que a* cMimalivns podem possuir um *gr.iu* de imprecisão indctcniiinado.

TABELA 5

Regressão das variáveis e (In) Gini, primeira combinação: percentual da renda proveniente de transferências governamentais e percentual de pessoas com renda per capita menor que RS 75,50

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão Robusto	Estatística t	P>|t|	Intervalo de Confiança de 95%		VIF
(ln) Renda per capita	0,277517	0.009262	29.96	0	0.259361	0,295673	1.62
(ln) Média de anos de estudo das pessoas dc 25 anos ou mais	0.212085	0.011696	18.(3	0	0.189157	0.235014	1,49
(In)% de pessoas de 18 a 24 anos com menos dc 4 anos de estudo	0,035309	0,005671	6.23	0	0.024192	0,046426	1,54
(In) % dc pessoas de 18 a 24 anos analfabetas	0.00309	0,002971	1.04	0.298	-0,00273	0,008914	1,41
(In) % da renda proveniente de transferências governamentais	0.015794	0,00523	3,02	0,003	0,00554	0.026047	1,15
(ln) % de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores dc 15 *anos*	0.003764	0,004389	0.86	0,391	-0.00484	0,012368	1,05
(In) % de pessoas com renda per capita menor que RS 75,50	0.268694	0.007089	37,91	0	0.254797	0,28259	1,84
(In) Taxa dc fecundidade total	0,032153	0.008648	3.72	0	0.015199	0.049107	1,35
(In) Esperança de vida ao nascer	0,020657	0.050445	0,41	0.682	-0.07823	0,119549	1,93
(In) Mortalidade até cinco anos de idade	0,003708	0,007071	0.52	0.6	-0,01015	0,01757	2,1
(ln) População total	0.070346	0.008102	8,68	0	0.054463	0.08623	1.12
7	-0.0115	0.006629	-1.73	0.083	-0.0245	0.001495	
R	0.473						

VIF médio: 1.51

Como os valores estão em logaritmos, os coeficientes representam a elasticidade. Assim, a tabela 5 mostra que algumas variáveis são mais relevantes: o aumento de 1% na renda per capita causa um aumento de cerca de 0,27% no Gini; o aumento de uma unidade percentual na média de anos de estudo de pessoas de 25 anos ou mais causa um aumento de cerca de 0,21% no Gini; e um aumento de 1% no percentual de pessoas com renda per capita menor do que R$ 75,50 causa um aumento de cerca de 0,28% na desigualdade.

TABELA *6*

Regressão das variáveis c (In) Gini, segunda combinação: percentual da renda proveniente de transferências governamentais e percentual de pessoas com renda per capita menor que RS 37,75

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão Robusto	Estatística t	P>|t|	Intervalo dc Confiança de 95%		VIF
(ln) Renda per capita	0,292525	0.00956	30.6	0	0,273783	0.311266	1.58
(In) Média de estudo das pessoas dc 25 anos ou mais	0,237919	0.01194	19,93	0	0,214512	0.261327	1.44
(ln) % de pessoas de 18 a 24 anos com menos de 4 anos de estudo	0,054547	0.005665	9.63	0	0,043442	0,065652	1,55
(ln) % de pessoas de 18 a 24 anos analfabetas	-0,00099	0,003057	-0.32	0,747	-0,00698	0,005004	1,42
(In) % da renda proveniente de transferencias governamentais	0,013193	0,00535	2,47	0.014	0,002704	0,023682	1,15
(In) % de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos	0,007032	0.004042	1.74	0.082	-0,00089	0,014956	1,05
(In) % de pessoas *com* renda per capita menor que RS 37,75	0,168056	0,004601	36,53	0	0.159036	0.177075	1.65
(ln) Taxa de fecundidade total	0.006147	0,008 144	0.75	0,45	-0.00982	0.022111	1,33
(In) Esperança de vida ao nascer	0,245811	0,048836	5.03	0	0.150074	0,341548	1.9
(In) Mortalidade até cinco anos de idade	0.032417	0.006835	4.74	0	0,019017	0,045817	2,05
(In) População total	0,041597	0.008039	5.17	0	0.025837	0,057357	1,14
7	-0.0414	0,006495	-6.37	0	-0.05414	-0.02867	
$R^{'}$	0.5217						

VIF médio: 1.48

A tabela 6 mostra as mesmas variáveis consideradas significativas na tabela 5, com exceção da linha de pobreza (substituída pela linha de indigência): o aumento de 1% na renda per capita causa um aumento de cerca de 0,29% no Gini, coeficiente ligeiramente maior do que o coeficiente na tabela 5; o aumento de uma unidade percentual na média de anos de estudo de pessoas de 25 anos ou mais causa um aumento de cerca de 0,23%o no Gini; um aumento de 1% no percentual de pessoas com renda per capita menor do que RS 37,75 causa um aumento de cerca de 0,16% na desigualdade; e um aumento de uma unidade percentual na esperança de vida ao nascer causa 0,2458% de acréscimo no Gini. Esta última variável foi considerada irrelevante na tabela 5, o que possibilitou verificar uma sensibilidade dessa variável à mudança da variável 'linha de pobreza" para 'linha de indigência".

TABELA 7

Regressão das variáveis e (ln) Gini, terceira combinação: percentual dc pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferências governamentais c percentual dc pessoas tom renda per capita menor que RS 75,50

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão Robusto	Estatística t	P>lt|	Intervalo de Confiança de 95%		VIF
(In) Renda per capita	0.28084	0.009194	30.55	0	0,262816	0.298864	1.62
(In) Média de estudo das pessoas de 25 anos ou mais	0,21128	0.011719	18.03	0	0,188306	0,234253	1,49
(In) % de pessoas de 18 a 24 anos com menos de 4 anos de estudo	0,036601	0,005666	6.46	0	0,025494	0,047708	1,54
(In) % de pessoas de 18 a 24 anos analfabetas	0,003297	0,002978	1,11	0.268	-0,00254	0,009135	1,41
(ln) % de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferências governamentais	0.022923	0,003618	6,34	0	0,015831	0,030015	1,13
(In) % de mulheres chefes de família sem cônjuge c tom filhos menores de 15 anos	0.00202	0,004355	0,46	0,643	-0.00652	0,010557	1,05
(ln) % de pessoas com renda uer capita menor que RS 75,50	0.268351	0,007067	37,97	0	0.254497	0.282205	1,84
(ln) Taxa dc fecundidade total	0.032312	0,00862	3.75	0	0.015414	0.049211	1,35
(ln) Esperança dc vida ao nascer	0.023109	0.050333	0,46	0.646	-0.07556	0,121781	1,93
(In) Mortalidade até cinco unos de idade	0,00288	0,007043	0.41	0,683	-0.01093	0,016688	2,09
(In) População total	0.075155	0,008144	9,23	0	0,05919	0.09112	1.11
r	-0,02115	0.00649	-3.26	*0.001*	-0.03387	*-0,00843*	
R	0.4763						

VIF médio: 1.51

A tabela 7 mostra as mesmas variáveis consideradas significativas na tabela 5: o aumento de 1% na renda per capita causa um aumento de cerca de 0,28% no Gini, coeficiente ligeiramente maior do que o coeficiente na tabela 5, mas menor do que o coeficiente na tabela 6; *o* aumento de uma unidade percentual na média de anos de estudo de pessoas de 25 anos ou mais causa um aumento de cerca de 0,21% no Gini; um aumento de 1% no percentual de pessoas com renda per capita menor do que R$ 75,50 causa um aumento de cerca de 0,26% na desigualdade; a esperança de vida ao nascer volta a ser insignificante, tal como na tabela 5.

TABELA 8

Regressão das variáveis c (In) Gini, quarta combinação: percentual de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferências governamentais e percentual de pessoas com renda per capita

Variáveis	Coeficiente	Erro Pad rão Robusto	Estatística t	P>|t|	Intervalo de Confiança de 95%		VIF
(In) Renda per capita	0.294967	0.009506	31.03	0	0.276332	0.313601	1.58
(ln) Média de estudo das pessoas dc 25 anos ou mais	0,237325	0,011955	19,85	0	0,213888	0,260763	1,44
(In) % de pessoas dc 18 a 24 anos com menos de 4 anos de estudo	0,055575	0,005655	9,83	0	0.044489	0,066661	1,55
(ln) % de pessoas de 18 a 24 anos analfabetas	-0,00079	0,003023	-0.26	0.793	-0.00672	0.005134	1.42
(In) % de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferências governamentais	0.019183	0.003745	5.12	0	0,011841	0,026524	1,13
(In) % de mulheres chefes de *fiwiííiu* sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos	*0,005565*	*0MU032*	1.38	0,168	-0,00234	*0.01346S*	1,05
(In) % dc pessoas com renda per capita menor que RS 35,75	0,167587	0,00458	36,59	0	0.158608	0,176566	1,65
(In) Taxa dc fecundidade total	0,006277	0,008108	0,77	0.439	-0,00962	0,022173	1,33
(In) Esperança de vida ao nascer	0.247682	0.048705	5.09	0	0.1522	0,343163	1,9
(In) Mortalidade até cinco anos de idade	0,03 1 736	0,006821	4,65	0	0.018365	0.045107	2.05
(In) População total	0,045747	0.008074	5.67	0	0.029919	0.061574	1,13
7	-0.04948	0.00645	-7,67	0	-0.06213	-0.03684	
R^{i}	0.524						

VIF médio: 1.48

A tabela 8 mostra as mesmas variáveis consideradas significativas na tabela 6: o aumento de 1% na renda per capita causa um aumento de cerca de 0,29% no Gini, coeficiente semelhante ao evidenciado na tabela ó; o aumento de uma unidade percentual na média de anos de estudo de pessoas de 25 anos ou mais causa um aumento de cerca de ***0,23%*** no Gini; um aumento de 1% no percentual de pessoas com renda per capita menor do que RS 35,75 causa um aumento de cerca de 0,16% na desigualdade; e o aumento de uma unidade na esperança de vida ao nascer, que volta a ser significativa, tal como na tabela 6, causa um aumento de 0,24% no Gini.

TABELA 9

Regressão das variáveis c (In) L de Theil, primeira combinação: percentual da renda proveniente de transferências governamentais e percentual dc pessoas com renda per capita menor que RS 75,50

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão Robusto	Estatística t	P>jt|	Intervalo de Confiança de 95%		VIF
(In) Renda per capita	0,702205	0,017951	39,12	0	0.667013	0,737397	1.62
(In) Média de estudo das pessoas dc 25 anos ou mais	0,291573	0.021039	13,86	0	0.250328	0,332818	1.49
(In) % de pessoas de 18 a 24 anos com menos de 4 anos de estudo	0.047344	0,011242	4.21	0	0,025304	0,069383	1,54
(ln) % de pessoas de 18 a 24 anos analfabetas	0.007978	*0.000029*	1.32	0,186	-0,00384	0.019798	1,41
(In) % da renda proveniente de transferências governamentais	0,01984 [	0,01022	1,94	0.052	-0,0002	0.039876	1.15
(In) % de mulheres chefes de família sem cônjuge c com filhos menores de 15 anos	-0.00254	0.009208	-0,28	0,783	-0.02059	0,01551	1.05
(ln) % de pessoas com renda per capita menor que RS 75.50	0,567197	0.014513	39.08	0	0.538746	0,595648	1.84
(In) Taxa de fecundidade total	0,118397	0,01698	6,97	0	0.08511	0,151684	1,35
(In) Esperança dc vida ao nascer	-0,38406	0,101308	-3,79	0	-0,58267	-0.18546	1,93
(In) Mortalidade ate cinco anos de idade	-0,03571	0.01395	-2.56	0,01	-0,06306	-0,00836	2.1
(ln) População total	0.145377	0.015426	9.42	0	0.115136	0.175618	1,12
Y	-0.06524	0.012565	-5,19	0	-0.08987	-0,04061	
R^1	0,4543						

VIF médio: 1,51

A tabela 9 mostra as mesmas variáveis consideradas significativas nas tabelas 6 e 8: o aumento de 1% na renda per capita causa um aumento de cerca de 0,70% no L de Theil, coeficiente semelhante ao evidenciado na tabela 6; o aumento de uma unidade percentual na média de anos de estudo de pessoas de 25 anos ou mais causa um aumento de cerca de 0,29% no L de Theil; um aumento de 1% no percentual de pessoas com renda per capita menor do que R$ 75,50 causa um aumento de cerca de 0,56% na desigualdade; e o aumento de uma unidade na esperança de vida ao nascer, que volta a ser significativa, tal como na tabela 6, causa uma diminuição de 0,38% no Gini.

TABELA 10

Regressão das variáveis c (In) L de Theil, segunda combinação: percentual da renda proveniente de transferências governamentais e percentual dc pessoas com renda per capita menor que RS 37,75

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão Robusto	Estatística t	**P**>lt[	Intervalo de Confiança dc 95%		VIF
(Jn) Renda per capita	0.734067	0.018134	40.48	0	0.698517	0.769617	1,58
(ln) Média de estudo das pessoas de 25 anos ou mais	0,346046	0.020907	16.55	0	0.30506	0.387032	1,44
(In) % de pessoas de 18 a 24 anos com menos dc 4 anos de estudo	0.087972	0,011072	7.95	0	0,066267	0.109677	1,55
(ln) % de pessoas de 18 a 24 anos analfabetas	-0.00064	0,006073	-0,11	0,916	-0,01255	0,011266	1,42
(In) % da renda proveniente de *transferencias* governamentais	*(1014341*	0.010374	*L3H*	0,167	-0,006	*0,034678*	*1,15*
(ln) % de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos	0.004358	0.008299	0.53	0.6	-0.01191	0,020626	1,05
(ln) % de pessoas *com* renda per capita menor que RS 37,75	0.354919	0,009205	38.56	0	0.336874	0.372964	1,65
(!n) Taxa de fecundidade total	0,063517	0,015845	4,01	0	0.032454	0.09458	1,33
(In) Esperança de vida ao nascer	0,091188	0,097364	0,94	0,349	-0.09968	0.282061	1,9
(In) Mortalidade até cinco anos de idade	0.024869	0,013216	1.88	0.06	-0,00104	0,050778	2.05
(In) População total	0.084635	0.015114	5.6	0	0.055007	0.114264	1,14
7	-0.12834	0.012061	-10.64	0	-0,15198	-0.1047	
R^2	0.512						

VIF médio: 1,48

A tabela 10 mostra as mesmas variáveis consideradas significativas nas tabelas 5 e 7: o aumento de 1% na renda per capita causa um aumento dc cerca de 0,73% no L de Theil, coeficiente ligeiramente maior do que o coeficiente evidenciado na tabela 9; o aumento de uma unidade percentual na média de anos de estudo de pessoas de 25 anos ou mais causa um aumento de cerca de 0,34% no L de Theil; um aumento de 1% no percentual de pessoas com renda per capita menor do que R$ 37,75 causa um aumento de cerca de 0,35% na desigualdade; e a esperança de vida ao nascer passa a ter um coeficiente muito reduzido com a exclusão da linha de pobreza e inclusão da linha de indigência, contrariamente ao que ocorreu nas regressões com o Gini (tabelas 5 a 8).

TABELA 11

Regressão das variáveis c (in) L de Theil, terceira combinação: percentual de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferências governamentais e percentual de pessoas com renda per capita menor que RS 75,50

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão Robusto	Estatística *t*	P>|t|	Intervalo dc Confiança de 95%		VIF
(In) Renda per capita	0,710755	0,01 7804	39.92	0	0.675852	0.745658	1.62
(In) Média de estudo das pessoas de 25 anos ou mais	0,289165	0,021054	13.73	0	0.247891	0,330439	1,49
(In) % dc pessoas de 18 a 24 anos com menos de 4 anos de estudo	0,0507	0.011226	4,52	0	0,028692	0,072708	1,54
(In) % de pessoas de 18 a 24 anos analfabetas	0.008445	0,006042	1,4	0,162	-0,0034	0.02029	1,41
(ín) % de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente dc transferências governamentais	0.043943	0.007382	5.95	0	0.029472	0,058414	1,13
(In) % de mulheres chefes dc família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos	-0.00732	0,009117	-0.8	0,422	-0,02519	0,010554	1.05
(ln) % de pessoas com renda per capita menor que RS 75,50	0,565996	0.0L4466	39,12	0	0.537636	0,594356	1,84
(ln) Taxa de fecundidade total	0.119247	0.016919	7,05	0	0.086078	0,152416	1,35
(ln) Esperança de vida ao nascer	-0,3809	0.101033	-3,77	0	-0.57897	-0,18284	1,93
(In) Mortalidade até cinco anos de idade	-0.0384	0,013891	-2.76	0,006	-0,06564	-0,01117	2.09
(In) População total	0.158254	0,015611	10,14	0	0.127651	0.188857	1.11
7	-0.09073	0.012401	-7.32	0	-0.11504	-0.06642	
R"	0.4582						

VIF médio: 1,51

A tabela 11 mostra as mesmas variáveis consideradas significativas nas tabelas 6, 8 e 9; o aumento de 1% na renda per capita causa um aumento de cerca de 0,71% no L de Theil, coeficiente semelhante ao obtido na tabela 9; o aumento de uma unidade percentual na média de anos de estudo de pessoas de 25 anos ou mais causa um aumento de cerca de 0,28% no L de Theil, que é menor do que o coeficiente evidenciado na tabela 10; um aumento de 1% no percentual de pessoas com renda per capita menor do que RS 75,50 causa um aumento de cerca de 0,56% na desigualdade; e o aumento de uma unidade percentual na esperança de vida ao nascer, que volta a ser significativa, causa uma redução de 0,38% no índice L de Theil.

TABELA 12

Regressão das variáveis e (In) L de Theil, quarta combinação: percentual de pessoas eom mais dc 50% da sua renda proveniente dc transferências governamentais e percentual de pessoas com renda per

Variáveis	Coeficiente	Erro Padrão Robusto	Estatística t	P>|t|	Intervalo de Confiança de 95%		VIF
(In) Renda per capita	0.740787	0.017979	41.2	0	0.705542	0.776032	1.58
(In) Média de estudo das pessoas de 25 anos ou mais	0.34402	0,020919	16,45	0	0,303012	0,385029	1,44
(In) % de pessoas de 18 a 24 anos com menos de 4 anos dc estudo	0,090743	0.011052	8,21	0	0,069077	0.112409	1,55
(In) % de pessoas de 18 a 24 anos analfabetas	-0,00019	0.006001	-0,03	0.974	-0,01196	0.011571	1,42
(In) % de pessoas com mais de 5Ü% da sua renda proveniente de transferências governamentais	0.036043	0.007598	4,74	0	0,021148	0.050939	1,13
(In) % de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos	0.000159	0.008245	0,02	0,985	-0,016	0.016323	1,05
(In) % de pessoas com renda per capita menor que RS 35,75	0.35368	0.009155	38.63	0	0,335732	0,371629	L65
(In) Taxa de fecundidade total	0,064358	0,015774	4,08	0	0,033435	0,09528	1,33
(In) Esperança de vida ao nascer	0,092713	0,097082	0.95	0,34	-0.09761	0.283032	1,9
(In) Mortalidade até cinco anos de idade	0,022426	0,01319	1,7	0,089	-0,00343	0,048284	2.05
(In) População total	0.096159	0.015284	6.29	0	0.066196	0,126122	1.13
y	-0.15046	0.01207	-12.47	0	-0.17412	-0.1268	
R^2	0.5147						

VIF médio: 1.48

A tabela 12 mostra as mesmas variáveis consideradas significativas nas tabelas 5, 7 e 10: o aumento de 1% na renda per capita causa um aumento de cerca de 0,74% no L de Theil, coeficiente semelhante ao obtido na tabela 10; o aumento de uma unidade percentual na média de anos de estudo de pessoas de 25 anos ou mais causa um aumento de cerca de 0,34% no L de Theil; um aumento de 1% no percentual de pessoas com renda per capita menor do que RS 35,75 causa um aumento de cerca de 0,35% na desigualdade; e a esperança de vida ao nascer volta a ser insignificante.

Os coeficientes das constantes foram negativos para regressões com o L de Theil e Gini e apresentaram valores razoavelmente pequenos (de -0,08 a -0,16 para L de Theil e de

0,02 a 0,05 para Gini). Foi possível verificar que os R^2 foram de 0,4527 (tabela 11) a 0,5240 (Tabela 6). O valor máximo do VIF médio foi de 1,49. As estatísticas t e p-valores mostram as variáveis consideradas relevantes, organizadas no quadro a seguir:

QUADRO **4:** Mapa dc relevância tias variáveis estudadas cm todos os tipos de regressões realizados

	GINI				L DE THEIL			
Nª DA TABELA / VARIÁVEIS	**5**	**ъ» **	**7**	**8**	9	10	11	**12**
Renda per capita	SIM 0.28	SIM 0,29	SIM 0,28	SIM 0,29	SIM 0,70	SIM 0,73	SIM 0,71	SIM 0.74
Média dc estudo das pessoas de **25** anos ou mais	SIM 0.21	SIM 0,24	SIM 0,21	SIM 0,24	SIM 0.29	SIM 0,35	SIM 0.29	SIM 0,34
% dc pessoas de IS a **24** aims com menos de **4** anos de estudo	SIM 0.04	SIM 0,05	SIM 0,04	SIM 0.06	SIM 0.05	SIM 0.09	SIM 0.05	SIM 0.09
% dc pessoas de 18 a **24** anos analfabetas	NAO	NAO	NAO	NAO	NAO	NÃO	NAO	NAO
% da renda proveniente de transferências governamentais	SIM 0.02	SIM 0.01	-	-	NÃO	NÃO	-	-
% dc pessoas ***aim*** mais de **50%** da ***sua remiu*** proveniente de transferências governamentais	-	-	SIM 0.02	SIM 0.02	-	-	SIM 0.04	SIM 0.04
% de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores dc 15 anos	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO
% de pessoas com renda per capita menor que RS **75,50**	SIM 0,27	-	SLM 0.27	-	SIM 0.57	-	SIM 0.57	-
% de pessoas com renda per capita menor ***que*** RS J7**,75**	-	**r** SIM 0,17	-	SIM 0,17	-	SIM 0,35	-	SIM 0,35
Taxa dc fecundidade total	SIM 0.03	NÃO	SIM 0.03	NÃO	SIM 0,12	SIM 0,06	SIM 0.12	SIM 0,06
Esperança dc vida ao nascer	NÃO	SIM 0.25	NÃO	SIM 0.25	SIM -0.38	NÃO	SIM -0.38	NÃO
Mortalidade até cinco anos de idade	NÃO	SIM 0.03	NÃO	SIM 0,03	SIM -0.04	NÃO	SIM -0.04	NÃO
População total	SIM 0.07	SIM 0.04	SIM 0.08	SIM 0,05	SIM 0.15	SIM 0.08	SIM 0.16	SIM 0,10

Fonte: Elaborado pela autora

O quadro foi organizado de forma a responder a pergunta "A variável é relevante?"; se afirmativo, foram indicados os valores arredondados dos respectivos coeficientes. O objetivo foi facilitar a visualização dos resultados obtidos. O quadro acima mostra que o percentual de pessoas de 18 a 24 anos analfabetas e o percentual de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos não foram variáveis consideradas relevantes em nenhuma das regressões realizadas. Já a renda per capita, a média de estudo das pessoas de 25 anos ou mais, o percentual de pessoas de 18 a 24 anos com menos de 4 anos de estudo (analfabetismo funcional) e a população total foram relevantes em todas as regressões. Dessas variáveis, a

renda per capita apresentou coeficientes positivos de 0.28 e 0.29 em relação ao Gini e 0.70 a 0,7-1 em relação ao L de Tlieil, o que aponta uma relação direta estável entre renda c desigualdade, especialmente quando a desigualdade c medida pelo L dc Theil, o que sugere que a renda é realmente relevante para explicar a desigualdade.

A media dc estudo das pessoas de 15 anos ou mais apresentou coeficiente entre 0.21 e 0,24 para Gini c 0.29 a 0..>5 para I. de Theil, evidenciando uma relaçào direta: a desigualdade aumenta como o aumento da média dos anos de estudo das pessoas de 15 anos ou mais E possível noiar que o percentual dc pessoas dc 18 a 24 anos analfabetas é não significativo c que o percentual de pessoas de 18 a 24 anos com menos dc quatro anos de estudo sào baixos (0,04 a 0,00 em todas as regressões) Uma possível explicação é a seguinte: a parle da população que consegue aumentar sua media de anos dc estudo está concentrada nos grupos de maior renda, o que intensifica a desigualdade, uma vez que o mercado de trabalho amplifica a desigualdade Conseqüentemente, o grupo de maior renda aumenta ainda mais os ganhos obtidos, enquanto o grupo dos mais pobres permanece recebendo menores salários devido á falta dc qualificação (anos de estudo), I\ssa situação poderia causar um aumento cada vez maior da distância entre esses dois grupos e. conseqüentemente, da desigualdade como um todo -- está caracterizado um circulo vicioso com *fvi'dbm-k* positivo (a desigualdade sempre aumenta) A validade desse argumento, no entanto, está sujeita a discussões e comprovações empíricas que não constituem objeto deste trabalho. Porém, se o argumento está correto, a proposição de política dcíc derivado c a universalização da educação, c não o contrário.

O quadro também permite \isualizai que, nas regressões com o indice de Gini, ao alternar os regressores, os coeficientes estimados permaneceram estáveis Nas regressões com o índice I. de Theil, essas variações dos coeficientes foram um pouco maiores, especialmente

em relação á renda per capita, á média dc estudo das pessoas de 25 anos ou mais, ao percentual dc pessoas de 18 a 24 anos com menos de 4 anos de estudo e a população total

Ijn relação a aliernação das variáveis de percentual da renda proveniente de transferencias governamentais e perccniual de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferencias governamentais, quando consideradas relevantes, seus coeficientes foram relativamente pequenos (de 0,02 a 0,04). F.ssas informações parecem indicar que essas variáveis não são muito importantes para explicar a desigualdade de renda. Uma possível explicação para esse resultado seria a de que as transferências governamentais não desempenham uni papel importante na determinação da desigualdade de renda c, se consideradas relevantes, a relação pode ser direta, diferentemente do esperado: quando aumentados o percentual da renda proveniente de transferencias governamentais e o percentual de pessoas com mais dc 50'% da sua renda proveniente de transferências governamentais, a desigualdade aumenta Isso poderia justificar o argumento de que municípios dentro do "grupo dos segundos mais ricos" subiram para "o grupo dos mais ricos" em 2000, enquanto os demais municípios não aprecem ter se movimentado ao longo das curvas Assim, a postura dos governos federal, estadual e municipal quanto a transferências dessa natureza c quanto as finanças publicas locais de um modo geral (descentralização e disfunçòes do federalismo fiscal) deve ser mais profundamente avaliada

Duas variáveis de razoável relevância constatada em todas as regressões foram as linhas de indigência c pobreza,variáveis alternadas na realização das regressões. Na realização das regressões com o Gini, a linha de pobreza apresentou coeficiente igual a 0,27, enquanto a linha dc indigência apresentou coeficiente de 0,17; nas regressões com o L de Theil. esses coeficientes foram de cerca de 0,57 e 0,35 respectivamente Assim, os maiores coeficientes relativos foram obtidos a partir das regressões realizadas com a linha de pobreza, que é um índice mais global do que a linha de indigência Além disso, os coeficientes não foram

sensíveis à altcrnação das variáveis "percentual da renda proveniente de transferências governamentais" e "percentual dc pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferências governamentais". Uma possível conclusão com base cm todas essas informações e a dc que considerar a linha de pobreza para explicar a desigualdade pode ser mais adequado do que considerar a linha de indigência, caso as duas variáveis nào possam ser incluídas na mesma regressão

No que diz respeito a fecundidade, essa variável, quando relevante, apresentou coeficientes muito reduzidos - 0,03 a 0,12 em todas as regressões. Assim, os dados indicam que a fecundidade não parece ser uma variável muito relevante para explicara desigualdade, e pode estar causando problemas de multicolinearidade em relação as variáveis sobre esperança de vida, mortalidade e população total. De qualquer forma, quando a fecundidade aumenta, a desigualdade também aumenta.

Apesar dos dados deste trabalho indicarem pouca importância da fecundidade para explicar a desigualdade de renda, Ríos-Neto (2005) afirma que as tendências de fecundidade apresentam grande impacto no crescimento e estrutura etária da população, determinando a proporção de dependentes e o grau de envelhecimento. De forma menos relevante, a mortalidade e a esperança de vida também afetam a dinâmica demográfica de um país.

Segundo Rios-Neto (2005), a Taxa dc Fecundidade Total ('ITT) "o Brasil tem declinado nos últimos anos. mas ainda permanece alta nos segmentos mais pobres da população, o que determina uma diminuição da renda per capita nesses segmentos e, conseqüentemente, pode aumentar índices de desigualdade. O mesmo autor afirma também que os indices de fecundidade são maiores na medida em que os anos de estudo da mãe e a renda são menores

Fm relação á esperança de vida ao nascer, essa variável só apresentou coeficientes relevantes quando considerada a linha de indigência nas regressões com o Gini e quando

considerada a linha de pobreza nas regressões com o L de Theil. ou seja, essa variável se mostrou sensível a alternância dessas variáveis e do índice de desigualdade, mas nào foi sensível quanto às variáveis sobre transferências governamentais. No entanto, a relação evidenciada foi completamente oposta quanto ao Gini (quanto maior a esperança dc vida, maior a desigualdade, pois o coeficiente foi de 0,25) e quanto ao Theil (quanto menor a esperança de vida, maior a desigualdade, pois o coeficiente foi de -0,38). Esses resultados são discutíveis, a relação esperada foi observada nas regressões com o L de Theil e os valores dos coeficientes foram maiores cerca de duas vezes o valor dos coeficientes nas regressões como Gini.

O aumento da expectativa de vida pode ser um indicio de envelhecimento da população (Kios-Neto, 2005, menciona superficialmente algumas questões consideradas mais importantes quanto à esse assunto) Esse envelhecimento também implica em maiores dispèndios governamentais com previdência e assistência social. Ao mesmo tempo, a população ativa nào aumenta de forma proporcional ao aumento dos aposentados. Essas suposições devem constituir objeto de preocupação dos governos, pois sugerem que os gastos com previdência e assistência social aumentarão a cada ano, o que compromete um volume maior de recursos, limitando a parcela restante para a realização de outras políticas públicas.

Em geral, quanto maior a expectativa de vida (dado confirmado pela tabela 1 e pelos dados do Brasil como um todo), maior a população; de fato. a população aumentou cerca de I5%dc 100] para 2000.

De acordo com o coeficiente da expectativa de vida obtido nas regressões com o Gini, quanto maior a expectativa de vida. maior a desigualdade, essa situação pode ocorrer caso o aumento relativo da população ocorra nos grupos mais pobres (segundo Kuznets, 1955, os mais pobres controlam menos ou de forma retardada seus índices de natalidade em relação aos grupos mais ricos, situação que ocorre atualmente no Brasil, tal como aponta Rios-Neto,

2005). o que fa/ com que uma mesma renda ou uma renda aumentada em proporção menor do que o aumento na população seja distribuída para um número maior de pessoas, diminuindo a renda pessoal c media nesses grupos mais pobres e, conseqüentemente, causa um aumento na desigualdade.

De acordo com o coeficiente da expectativa dc vida obtido nas regressões com o I. de Theii, quando a expectativa dc vida aumenta (aumenta a população total ou em determinados grupos), a desigualdade diminui, o que pode ocorrer caso: a) a população dos ricos seja aumentada mais do que proporcionalmente ã população dos mais pobres, falo que, isoladamente, é pouco provável de ser verificado na realidade, ou b) que a população dos mais pobres diminua mais do que proporcionalmente à população dos ricos; por exemplo, se a criminalidade, fator citado na literatura mas sem medida correspondente nos dados disponíveis, fosse grave a ponto de determinar mais mortes e menor crescimento populacional em grupos mais pobres do que em grupos mais ricos, pois esses últimos possuem mais recursos financeiros para se protegerem; ou c) se a renda dos mais pobres fosse aumentada de forma muito mais do que proporcional em relação ã renda dos mais ricos, o que também não é muito provável, mais possível se, por exemplo, o crescimento econômico de um pais for "pio pobre". No entanto, no geral, os dados indicaram que os indices de desigualdade pouco sc alteraram de 1991 para 2000, a população lotai cresceu cerca de 15% e a renda média aumentou de cerca de RS 230 para RS 290, ou seja, pode ser necessário avaliar essas relações com seus respectivos pesos e outras relações resultantes de outros fatores c seus respectivos pesos em cada município de forma particular para obter uma conclusão mais precisa sobre a desigualdade de renda local e geral.

Sobre a expectativa de vida, Rios-Neto (2005) argumenta que existe certa correspondência entre aumenta da expectativa dc vida e desempenho educacional, pois as

pessoas passam a ter mais tempo para usufruir dos benefícios advindos do aumento dos anos de estudo

lissas inferèncias se relacionam aos coeficientes encontrados nas regressões em relação ao crescimento da população total - os coeficientes variaram entre 0,07 e 0.16, sendo que os maiores valores foram obtidos nas regressões com o L de Theil De acordo com esses coeílciemcs, a desigualdade aumenta com o aumento da população, o que sugere que os valores dos coeficientes da esperança de vida ao nascer obtidos nas regressões com o Gini podem ser mais adequados, apesar dc serem menores (em módulo) do que os coeficientes negativos obtidos nas regiessões com o L de Theil. A relação positiva da fecundidade com a desigualdade também contribui para explicar as inferèncias supracitadas, bem como a mortalidade

Sobre a mortalidade ate cinco anos de idade, essa variável apresentou relevância alternada nas regressões No entanto, os coeficientes dessa variável foram relativamente baixos (-0,04 para í. de Theil e 0,03 para Gini). Desconsiderando a alternância entre o percentual da renda proveniente de transferências governamentais e o percentual de pessoas com mais de 50°o da sua renda proveniente de transferências governamentais, enquanto as regressões realizadas com o Gini só indicaram a relevância da mortalidade *até* cinco anos quando considerada a linha de indigência, as regressões realizadas com o L de Theil mostraram essa relevância quando considerada a linha de pobreza Conforme Kios-Neto. a queda de mortalidade no Brasil aconteceu antes da queda na fecundidade.

De uma forma geral, se analisados os anos de 1991 e 2000, mesmo com aumentos na expectativa de vida. diminuição da fecundidade e da mortalidade e aumentos na população e na renda per capita, a desigualdade nào aumentou, permanecendo praticamente constante, isso pode ler ocorrido devido a: a) distribuição proporcional e homogênea da parcela aumentada da renda entre os grupos, sem descartar a possibilidade de que alguns grupos possam ter

subido ou descido de posição na distribuição de renda durante o periodo de forma a manter a distribuição em 2000 tal como a distribuição cm 1°91, ou b) reversão dessa tendência pelos contra-pesos exercidos pelos demais fatores, inclusive os íàtores omitidos.

4.5 Análises compleniciitares

Certos fatores citados nas literaturas pesquisadas não foram abordados até o momento na analise empírica devido a simples indisponibilidade de dados Algumas análises complementarcs sobre esses fatores para o nível iistadual podem ser úteis para a complemcntação e compreensão dos resultados e dos argumentos dispostos na literatura c nas análises deste trabalho. F.ssas análises são realizadas apenas quanto a valores estaduais para variáveis equivalentes à heterogeneidade étnica no Brasil obtidas por meio do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (2003)

Algumas questões relativas à heterogeneidade étnica importante pata a compreensão da desigualdade de renda são: a) o nível dc desigualdade entre brancos pode ser diferente do nível de desigualdade entre negros, b) os brancos provavelmente possuem renda per capita superior à dos negros; c) se os negros são mais pobres, a taxa de fecundidade pode ser maior em relação a taxa dos brancos (conforme postula Kuznets, 1955, os mais pobres controlam as taxas de fecundidade mais tardiamente do que os ricos); d) a probabilidade de que os negros consigam aumentar sua renda é provavelmente menor do que a dos brancos, caso haja disci iminação e/ou caso os negros tenham menor escolaridade

Para analisar tais questões, são apresentadas nas tabelas 13 e 14 a estatística descritiva das mesmas variáveis usadas nas regressões por raça para os 27 estados brasileiros em 1991 e

2000 que podem explicar parcialmente as inferèncias supracitadas As medidas de dispersão (desvios-padràо e coeficientes de variação) não apresentaram maiores variações. As medidas de posição (média, mediana, máximo e mínimo) mostram que, conforme o previsto, o índice de Gini e um pouco maior entre brancos do que entre negros; o índice I. de Theil mostra uma distância um pouco maior entre esses grupos raciais, tanto o indice de Gini como o indice L de Theil apresentaram aumentos muito pequenos de 1991 para 2000.

Conforme aventado, a renda per capita dos brancos é maior do que a dos negros, e essa diferença é considerável em 1001 e 2000: as rendas médias dos brancos foram de RS 258,74 e RS 531.63 respectivamente, enquanto as rendas médias dos negros foram de R$ 135,06 e RS 165.73 para esses anos. A renda minima para os brancos em 1991 e 2000 foi de R$ 128.05 e RS 167.87, respectivamente, enquanto a dos negros foi de RS 54,02 e R$ 57,85 para esses anos - ou seja, os negros ficaram abaixo da linha de indigência, enquanto os brancos superaram a linha de pobreza Já a renda máxima para os brancos em 1991 e 2000 foi de RS 653.19 e RS 838,71, respectivamente, enquanto a dos negros foi de R$ 291,24 e RS 370,16 para esses anos. Ü aumento relativo dos mínimos e máximos foram aproximadamente equivalentes entre brancos e negros, em torno de 29%. Já a mediana aumentou 35% no grupo dos negros c apenas 20% no grupo dos brancos Todos esses índices mostram a grande diferença entre brancos e negros em relação á renda, o que enfatiza a importância da variável sobre heterogeneidade étnica para uma compreensão adequada da desigualdade de renda.

TABKLA 1J

KMatisiiia descritiva ***tias*** variáveis estaduais por ruça - Brancos

MedidaV Variáveis	Ano	Media	Mediana	Maximo	Mínimo	Dcsvio-Padrão	(04-f. de Variação
Gini (Brancos)	1991	0.63	0.63	0.72	0.51	11.04	0.07
	2000	(i.o5	0.65	0.72	0.56	0.04	0.07
L dc Theil (Brancos)	1991	0.75	0.75	1.03	0.53	0.12	0.10
	2(100	0.77	0.78	0.95	0.54	0.11	IV 15
Renda per capita (Brancos)	1991	258.74	241.77	653,19	128.05	107.75	0.42
	21HH)	331.63	291.26	838.71	107.87	136.87	0.41
Média dc estudo das nessoas de 25 anos ou mais (Brancos)	1 99 1	5.3.x	5.30	8 .XX	3.93	1.05	0.20
	2000	6.28	6.29	9.41	4.94	0.99	0.16
Percentual de pessoas de 25 ***unas ou*** mais analfabetas (Branco-,)	1991	*2* 1.36	18.16	37.58	6.99	9.78	0.46
	2000	15.55	1 1.55	28.94	4.87	7.92	0.51
Percentual da renda proveniente dc transferências governamentais (Brancos)	1991	9.80	9,68	17.24	3.41	3.86	0.59
	2000	14.00	14.57	20.16	6.96	4 03	0,29
Percentual de **|K***s*oas com mais de 50% da renda proveniente de transferências governamentais (Brancos)	1991	7.55	6.87	13.68	2.21	3.48	0 46
	2000	12.61	1 1.84	20.87	5.07	4.54	0,36
Percentual dc pessoas com renda per capita menor que RS 37,75 **t** Brancos)	1 99 1	1 9.06	14.92	40.13	3.1 7	11.04	0.58
	2000	16.12	1 7.03	34.08	4.26	9.17	0.57
Percentual dc pessoas com renda per capita menor que RS 75,50 (Brancos)	1991	38.78	34.70	65.59	10.91	15.59	0.40
	2iMH)	32.60	.35.03	57.92	I 1.09	14.24	0.44
T;»\a de fecundidade total (Brancos)	1991	2.97	2.98	4.14	1.92	0.62	0.21
	2000	2.3 1	2.27	3.15	1.81	0.35	0.15
Esperança de vida ao nascer (Brancos)	1991	65.81	65.77	7 (69	60.43	3.15	0.05
	2000	69.44	69.51	74.24	63.9**(1**	2.76	0.04
Mortalidade até cinco anos de idade (Brancos)	1991	54.58	44.79	91.18	22.46	25.20	0.46
	2000	.37,16	30.89	71.69	16,16	18.09	0,48
População Total (Brancos)	1991	2.803.886	1 016 258	22.901 24o	45 239	4 704 397	1.68
	21 KM	3.3X1.409	1.467 260	26 185.687	80 387	5.330 415	1.58

TA HE I. A 14

Estatística descritiva das variáveis estaduais >or nica - Negros

Medidas/ Variáveis	Ano	Média	Mediana	Maximo	Mínimo	Dcsvio-Padràò	CocT de Variação
Gini (Negros)	1W1	0.56	0.57	0.63	0.46	0.04	0.07
	20(10	0.5X	0.60	0.65	0,49	0,04	o.ox
L de Theil (Negros)	1991	0. 56	0.58	0.72	0,3 o	o.ox	0.15
	2000	0.57	0.60	0.70	0.39	0.09	0.15
Renda per capita (Negros)	1991	135.06	123.91	291.24	6X.X5	54 02	0,40
	20U0	165.73	167,93	370.16	89.39	57.X5	0.35
Média dc estudo das pc.s.soas dc 2> ano.s ou mais (Negros)	1991	3.5X	3.5X	6.0)	2.51	o.xi	0.2.3
	2000	4.64	4.55	7.03	3.45	0.82	0,18
Percentual de pessoas de 25 anos ou mais analfabetas (Negros)	J99J	14..V	29.77	55..14	15.12	11.7.3	0.34
	2000	24.60	2(1.36	43.29	9,57	9.X 7	0.40
Percentual da renda prou'iiiente de transferências governamentais (Negros)	1991	9..IX	9.7X	14.70	.3.53	3.3X	0.36
	2000	13.90	14.32	20.24	7,13	3.74	0.27
Percentual de JK-SSOHS cor» mais de 50% da renda proveniente de transferências governamentais (Negros)	1991	7.02	(».W>	12.54	2.16	.3.04	0.43
	2000	12.61	12.06	21.20	5.22	4.41	0,35
Percentual de |>c$soas com renda per capita menor que RS 37,75 (Negros*)	Í99I	2N.02	25.65	52.14	5.1 1	13.2X	0,47
	2000	23.61	23.00	4 3. .38	7,92	11.01	0.47
Percentual de pessoas com renda per capita menor que RS 75^(» {Negros)	199 (	5.3.28	51,27	77.55	1 7.92	16.41	0.31
	2000	45.86	45.46	69.99	71.06	14,71	0.32
Taxa de fecundidade total (Negros)	1991	.3.72	3 XI	5.10	2.37	0.7X	0.2!
	2000	2.92	2.80	3.X0	2.IX	0.43	0.15
Esperança de v ida ao nascer (Negros)	1991	62.0(i	61.95	66.93	56.X2	2.7X	0.04
	2000	6í>.29	66.5»	70.16	00.99	2.46	11.04
Mortalidade até cinco anos de idade (Negros)	1991	72.87	66.35	126.72	3 5.XX	29.61	0,11
	2000	49.14	40.21	9(1.86	23.50	21.R4	0.44
População Total (Negros)	1991	2.579.674	1,653 X6C	9.390.271	144.3.34	2 546 055	0.99
	2000	7 810 089	1X24 138	10 0X3 9S5	213.3X7	2.797 012	1.00

Em relação ãs variáveis educacionais, todas as medidas de posição em relação às médias dos anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais são maiores no grupo dos brancos em relação aos negros. A constatação é contrária para o percentual de pessoas de 25 anos ou

(c Segundo o Atlas do Dcscnvokinicnio Humano no Brabil **(2003).** a expressão "Negros" cmolxe negros **c** pardos.

mais analfabetas, ou seja. os negros apresentam maiores índices de analfabetismo do que os brancos Assim, a educação é pior no grupo dos negros, o que, em parte, explica o fato dos brancos possuírem renda maior, em média

Fm relação às transferências governamentais, não foram observadas grandes diferenças entre brancos e negros, o que é uma constatação negativa pois, de acordo com os outros dados, os negros são mais pobres do que os brancos As transferências governamentais foram aumentadas para os dois grupos raciais de 1991 para 2000 F,m suma, esta é uma evidencia, em princípio, de que as transferências devem ter um foco melhor

Sobre as linhas de pobreza e indigência, foi constatado que o percentual de pessoas negras abaixo dessas linhas foi sempre superior ao percentual das pessoas brancas. L'sse dado reforça a assertiva de que os negros são mais pobres do que os brancos e possuem condições de sobrevivência mais precárias.

No que diz respeito às taxas de fecundidade, essas taxas são realmente maiores entre negros {grupo mais pobre) do que em brancos {grupo mais rico), reduzidas de 1991 para 2000 nos dois grupos A esperança de vida ao nascer é menor para negros, enquanto a mortalidade até cinco anos é maior. No entanto, as medidas de posição sobre as populações de brancos e negros apontam que a população de brancos é maior em 1991 e em 2000 e o crescimento de um ano para o outro foi maior do que no grupo dos negros Assim, a interação entre menor fecundidade, maior esperança de vida e menor mortalidade resuílou em maior aumento da população para brancos do que para negros. Dados mais recentes e que envolvam um maior número de censos podem sugerir um cenário diferente.

Hntlni, foi possível verificar que os negros possuem grandes desvantagens em relação aos brancos considerando globalmente todas as variáveis das tabelas ⁵> e 14 Assim, a maioria das questões supracitadas podem ser respondidas, pelo menos parcialmente, pelas estatísticas descritivas dos dados apresentados Lntretanto, regressões não foram realizadas

com base nos dados das tabelas 13 e M devido ao lato de que os dados por Hsiado implicam em uma diminuição da amostra de 5.507 municípios para 27 Estados; outras limitações das análises com base em dados estaduais são referenciadas no tópico imediatamente posterior.

lim geral, esses dados indicam que o governo deve estar ciente das diferenças raciais e, de forma mais importante, das diferenças de oportunidades oferecidas a brancos e a negros. Políticas públicas que atendam a população negra e, conseqüentemente, **a** população mais pobre, devem buscar uma maior homogeneização dessas oportunidades, em especial a de adquirir maior nível educacional. A situação ideal seria a de que todos os indivíduos tivessem as mesmas oportunidades, de forma que somente o esforço pessoal e outras características individuais independentes das oportunidades pudessem resultar em desigualdades dc renda, *íí* importante ressaltar que as políticas públicas devem ser direcionadas a eliminação de quaisquer preconceitos e não ao agravamento da segmentação social entre negros e brancos ou das diferenças de oportunidades entre esses grupos

4.6 Limitações e vantagens da metodologia empírica aplicada

Não foi possível encontrar dados municipais no Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil que pudessem servir como medidas para todas das variáveis relacionadas à desigualdade dc renda listadas a partir das literaturas internacional e nacional pesquisadas neste trabalho. Assim, nos testes realizados neste trabalho, algumas variáveis foram negligenciadas e seus efeitos foram englobados pelo termo de erro da equação de regressão,

tais como a herança colonial[44], gênero[4'], heterogeneidade étnica[""""] e fatores religiosos"[17], dentre outras

As conseqüências desta negligência involuntária foram minimizadas devido a **5** fatores: a) inclusão de efeito idiossincrático para cada município - assim, se as variáveis omitidas são constantes por municípios, não há qualquer problema; b) inclusão de *dummy* de tempo, de modo que mudanças uniformes entre os municípios ocorridas nestas variáveis são levadas cm conta, c) muitas destas variáveis sào similares dentro de um mesmo pais, de modo que a omissão das mesmas é mais problemática em estudos entre países.

Em suma, as variáveis para as quais não foi possível associar dados para mensuração foram consideradas homogêneas entre municípios de um mesmo país ou constantes ao longo do tempo, abordadas como efeitos fixos e efeitos tlxos temporais, tais como fatores institucionais, corrupção, risco de expropriação c proteção aos direitos de propriedade e fatores tecnológicos Portanto, apesar das limitações, argumenta-se que os resultados agregam valor para nortear a implementação dc políticas públicas para melhoria de determinados indicadores de desigualdade

(-" importante ressaltar que análises resultantes de dados de uma mesma base apresentam a vantagem de minimizar alguns dos problemas advindos da utilização de dados dc diferentes bases, tais como diversidade na metodologia de amostragem (tamanho da amostra, região de seleção), coleta (padrão para formulação dc questionários) e de uniformização, que comprometem a comparabilidade (diversidade de índices para exprimir e

[44] Ver CONRAD. Robcn. Os últimos anos da escravatura no Brasil: 1850-18X8 2 ed. Rio de Janeiro: Ci\ ili/ação Brasileira. 1978. 337 p. No eiiiamo. são oferecidos dados estaduais, não municipais.

Pant o esuido de fatores relacionados <i gênero, reeomenda-sc a utilização de d;idos do Alias Racial Urasilciro 2005. obtido por meio do silo liUp7Av\vw pnud.org.br/**pubhGicíws7**^Hl.as_raci;jl/uiücvpljp .

Para verificar o peso de \ariãveis raciais, recomenda-se também o Alias Racial Brasileiro 2005 e o lBGlí.

[1] O I13GLÍ disponibiliza dados estaduais c por região sobre religião no site lH!p.//\v\\u ibge gov_br.^K>ine/csiaiÍslica popu^

in: Censo Demográfico dc 2000, Primeiros Resultados da Amostra, Grandes Regiões e Unidades da federação. Caraeierísiica Gerais da População. Tabela 2 1.2: População residente, por religião, segundo as Grandes Regiões e as Unidades da Federação

corrigir valores monetários, emancipações estaduais c municipais quando considerados diferentes períodos de tempo, dentre outros) dos dados.

Outra limitação deste estudo é a de que a análise de dados de painel compostos por poucos dados dc corte transversal anuais com espaço considerável entre eles (9 anos entre 1991 e 2000) nào permite visualizar de forma adequada a dinâmica ocorrida entre os períodos, limitando as análises às situações pontuais dos anos considerados.

No tópico imediatamente anterior sobre análises complementares, a utilização de dados por Lstados faz com que a amostra diminua e o fato das variáveis possuírem uma dimensão mais ampla faz com que sejam desconsideradas variações locais, isto é, municipais. Assim, a analise realizada negligencia condições locais que podem facilitar ou dificultar a ocorrência de certos fatores que demandam ações governamentais mais diretas.

CONCU'SOES t DIKCÇÕES PARA POLÍTICAS PL BLICAS

A Constituição federal do Brasil dc 1988 (art. 3°, inciso III) ressalta como um dos objetivos fundamentais da República federativa do íirasil "erradicar a pobreza e a niarginalizaçào e reduzir as desigualdades sociais c regionais". Este objetivo será alcançado com sucesso após um diagnóstico claro da desigualdade de renda. Assim, o objetivo principal deste trabalho é investigar os determinantes da desigualdade de renda no Brasil para permitir uma melhor compreensão deste fenômeno.

Os primeiros resultados apontaram para a validação da hipótese de Kuznets sobre a curva de "IT invertido - com o aumento da renda, a desigualdade aumenta, atinge um *"fiutti/ig poinre* posteriormente decresce. Ao considerar não só a renda, mas outros determinantes, constatou-se que, além da renda per capita, a média dos anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais e as linhas de indigência e de pobreza são variáveis importantes para explicar a desigualdade de renda medida pelos índices de Gini e L de Theil Ao considerar diversos determinantes da desigualdade, a renda per capita apresentou coeficientes positivos e consideráveis em relação ao Gini e ao L de Theil, o que aponta uma relação direta estável entre renda e desigualdade

Em relação à educação, a média de estudo das pessoas de 25 anos ou mais e o percentual de pessoas de 18 a 24 anos com menos de 4 anos de estudo foram significativas. Já o percentual dc pessoas de 18 a 24 anos analfabetas não foi relevante em nenhuma das regressões A relação evidenciada foi a de que a desigualdade aumenta como o aumento da média dos anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais, o que pode ler ocorrido porque somente o grupo dos "mais ricos" consegue aumentar sua média de anos de estudo e melhorar seus salários, intensificando a desigualdade. Neste caso, seria importante intensificar os

programas que visam aumentar o número de anos de estudo das camadas mais pobres, sem comprometer a qualidade do ensino. Do contrário, haverá um aumento do número de anos de estudo sem uma real qualificação das pessoas

As variáveis de percentual da renda proveniente de transferencias governamentais e percentual de pessoas com mais de 50% da sua renda proveniente de transferencias governamentais não devem ser muito importantes para explicar a desigualdade dc renda, já que seus coeficientes foram pequenos Mesmo assim, a relação encontrada foi direta - quanto maiores as transferencias, maior a desigualdade -, o que pode indicar uma necessidade de revisão das políticas governamentais em relação a essas variáveis.

Como medida dc uma variável domiciliar, o percentual de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos não foi relevante para explicar a desigualdade dc renda

Duas variáveis de razoável relevância constatada em todas as regressões foram as linhas de indigência e pobreza, alternadas na realização das regressões. Assim, o poder público deve planejar políticas públicas para as pessoas realmente necessitadas, que se encontram abaixo das linhas de pobreza e indigência. de modo a buscar o cumprimento do objetivo constitucional sobre redução das "desigualdades sociais e regionais"

No que diz respeito â fecundidade, quando relevante, essa variável apresentou coeficientes muito reduzidos, de qualquer forma, quando a fecundidade aumenta, a desigualdade também aumenta, o que pode ser justificado pelo falo de que uma renda proporcionalmente menor é distribuída por mais indivíduos da população, em especial o grupo dos "mais pobres"[1], tal como apontado por Kuznets (1955) e, recentemente, por Rios-Nctü(2005).

A esperança de vida ao nascer apresentou relações opostas com o Ciini e com o Theil. Fm relação ao Ciini, a relação foi direta •• quanto maior a esperança de vida, maior a

desigualdade, o que pode ocorrer devido ao aumento relativo da população concentrado nos grupos mais pobres. Cm relação ao Theil, a relação foi inversa - quanto menor a esperança de vida, maior a desigualdade, o que pode ocorrer devido a um maior aumento da população dos mais ricos em relação à população dos mais pobres, a uma maior diminuição da população dos mais pobres em relação a população dos mais ricos ou ainda um aumento na renda dos mais pobres mais que proporcional ao aumento na renda dos ricos (crescimento pro-pobre)

Hm relação a mortalidade até cinco anos de idade, essa variável apresentou relevância alternada nas regressões, bem como sinais trocados No entanto, os valores dos coeficientes foram muito pequenos, sugerindo que tal variável pode não ser muito importante para explicar a desigualdade de renda.

A população total cresceu cerca de 15% entre 1991 e 2000, mas a desigualdade permaneceu praticamente constante; no entanto, os valores dos coeficientes foram positivos, sugerindo que quanto maior a população, maior a desigualdade de renda

Análises complementares evidenciaram que a condição dc negros e pior do que a de brancos, o que indica que a heterogeneidade étnica também é um determinante importante para explicar a desigualdade de renda. Assim, o planejamento de políticas públicas deve envolver considerações a respeito dos resultados supracitados e das diferenças de oportunidades oferecidas a brancos e a negros

A desigualdade dc renda em si pode nào ser um problema, especialmente se for um reflexo da desigualdade de esforços entre indivíduos; porém a pobreza, a alta mortalidade, o crescimento populacional desacompanhado de aumento na qualidade de vida, a baixa expectativa de vida, a educação precária e a formação inadequada de domicílios (etc.) são desafios reais que devem ser solucionados e que indicam que parte relevante da desigualdade pode ser fruto da desigualdade de oportunidades. Algumas considerações devem ser feitas em relação a esses problemas. F. importante destacar que os resultados das regressões não

evidenciam uma direção de causalidade, o que dificulta a extração de direções para políticas públicas das análises realizadas

Primeiramente, se fosse estabelecida uma "renda mínima" coerente com as necessidades básicas de um indivíduo (para cada município) que garanta igualdade dc oportunidades a todos os indivíduos, o aumento conseqüente dessa renda passa a ser decorrente de características individuais (talento) e/ou "esforços pessoais" (mais anos de estudo) Enquanto a desigualdade de oportunidades prejudica o desempenho de certos indivíduos ou municípios, uma vez que as oportunidades se tornam "'homogêneas", a desigualdade resultante de "características c/ou esforços pessoais" passa a ser quase que uma condição necessária .

De maneira geral, a situação descrita pode ser exemplificada da seguinte forma: se dois indivíduos possuem oportunidades iguais de estudar[jx], aquele que opta por estudar dever ser "mais recompensado" do que aquele que prefere não estudar. Este tipo de desigualdade garante que a sociedade dá algum peso para a meritocracia, sendo importante para incentivar o esforço.

O mesmo exemplo pode ser aplicado à "talento": bons empreendedores podem obter maior sucesso em relação a outros dependendo da maneira como conduzem seus respectivos negócios, merecem, portanto, maior renda. Assim, se existisse igualdade de oportunidades, pessoas "talentosas" do grupo dos mais pobres podem ter chance de aumentar seus ganhos e, consequentemente, diminuir a desigualdade.

Uma sociedade que se esforça para promover a igualdade a qualquer preço, mesmo que implicando na transferência maciça de recursos dos mais ricos aos mais pobres, pode estar destruindo oportunidades de evolução e avanço, pois os indivíduos não possuem

Considera-se que "oporumidide" engloba de forma satisfatória iodas as necessidades básicas do indiu'duo como alimentação. vcMimenta, moradia, atendimento a saúde, acesso à educação e la/er. etc, e que o estudo a ser obtido c da mesma qualidade pani os dois indivíduos.

motivação[1]"' paia criar novas tecnologias. Sc os privilégios que poderiam ser aproveitados, dentre eles a obtenção de maior renda relativa, são apropriados pelo governo e distribuídos aos demais integrantes da sociedade de forma maciça, não há incentivo para que os indivíduos tentem se sobressair

Conseqüentemente, é necessário que haja alguma desigualdade que nào seja a desigualdade de oportunidades para impulsionar a sociedade em direção a avanços como um todo no longo prazo Neste sentido, **fica** evidente que o papel do governo em todos os seus níveis de atuação é crucial, bem como a sua adequada relação com o mercado

A desigualdade, seja ela verificada dentro dos municípios ou entre os municípios, em especial a desigualdade de renda, deve ser considerada nas etapas de planejamento das políticas públicas conjuntamente com outras desigualdades sociais e econômicas relevantes. Neste sentido, vale mencionar a célebre frase de Rene Dubos 'Pense globalmente, aja localmente" (tradução de *"Thitik globally, act locally***[2])* que, apesar de ter sido concebida inicialmente em relação à conscientização sobre o meio ambiente, tem sido constantemente estendida a outras áreas de estudo Muitos artigos justificam a maior efetividade de políticas implementadas por governos locais devido a maior proximidade em relação aos cidadãos e execução de propostas mais alinhadas aos interesses a serem atendidos, uma vez estabelecidos canais adequados dc comunicação entre governos c cidadãos para a manifestação dos

[1] Considera-se principalmente a moli\ação financeira, o que não representa negligência total dc outras formas dc motivação

[2] A referência sobre como e onde essa frase foi originada loi buscada por meio de uma pesquisa cm www iv google coimbr. acesso em 10 nov 2006. Uma das páginas resultantes da busca, http '//capita vvusll cdu/NU-56" Infoniiaiics/coiiccpts/global lit ml. tomando como referencia F.B1.FN, R. A, e HBLIiN W. (1994) ***The Encyclopedia of ike Environment,*** Hougliion Mifflin Companv, Boston, dá a seguinte explicação [indução aprovimadaf "'Pense Globalmente. Aja localmente" se refere ao argumento dc que problemas ambientais globais podem ser abordados apenas se consideradas as diferenças ecológicas, econômicas c culturais de nossas redondezas locais Fssa frase foi dila por Rene Dubos. conselheiro pan a Conferência das Nações Unidas sobre Ambiente Humano cm 1972 |Fsiocolino|. Fm 1979, Dubos sugeriu que a consciência ecológica deveria começar em casa Fie acreditava que cm necessário haver a criação de uma Ordem Mundial na qual unidades nalurais c sociais mantém ou recapturam suas identidades c. ao mesmo tempo, interagem umas com as outras ai raves' de um rico sistema dc comunicações*. Na década dc 80. Dubos sc afete a seus pensamentos sobre ações locais c percel>eu que questões envolvendo o ambiente deveriam ser tratadas a panir de considerações a respeito de seus 'contextos físico, climático c cultural únicos' (FBI.F.N & hBI.FN. 1994. p. 702)".

interesses prioritários diante da escassez, de recursos. De acordo com esse ponto de vista, ações locais possuem um maior potencial real de repercussão global.

Assim, uma direção geral pata as políticas públicas seria a de buscar igualar oportunidades individuais dentro dos municípios e oportunidades entre municípios, de forma que qualquer desigualdade posterior - não somente a desigualdade dc renda seja resultante de esforços individuais e municipais desiguais, privados ou públicos. Conseqüentemente, as ações locais e suas repercussões globais devem ser acompanhadas para que os problemas sociais sejam gradualmente solucionados, conferindo dinamismo ao planejamento governamental ao longo dos anos e permitindo a evolução sustentável da humanidade

REEERÊNCTAS

ACEMOGLU, Daron, ROBINSON, James A.; JOHNSON. Simon (2001) lhe Colonial Origins of Comparative Development. An Empirical Investigation. **American Economic Review,** December 2001, volume 91, pp. 1369-1401. Disponível em ˚http_//eçon-_ www.nut edu/Tacultj/download_ pd.ilphp2.id --144^, acesso em 15 set 2006.

ALESINA, Alberto, RODR1K, Dani (1994) "Distributive Politics and Economic Growth," **Quarterly Journal of Economics** 109(2) 465-490. Disponível em <-Mip;//papers nbçr org'papeTs/w3_668.y5 pdf>, acesso em 15 set. 2006.

ARAÚJO JR. Ari Francisco dc, SHIKIDA, Cláudio Djisscy, S1I.VA, Maria Cristina da. (2003) Federalismo fiscal, ciclos políticos e reeleição: uma breve análise do caso mineiro. **Ibmec MG Working Paper - \YP2.** Disponível cm **«~http** .//www **ceace.ibniecmg.br/vvp/vvp2** pdf >, **acesso** em 02 nov. 2006

ATLAS DO DESENVOLVIMENTO 11liMANO (2003) IPEA/FJP/PNUD Disponível em <vvvyw.fJD .govj_r'->, acesso em 02 mai 2006,

BAGOLIN, I P. GABE, J , RIBEIRO, I.P. (2004) Crescimento e Desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da Curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991) **Anais do 2" Encontro de Economia Gaúcha 2004,** Porto Alegre: realização PUCRS e Fundação dc Economia c Estatística (FEE)- Disponível em **'•http**7/www.**fee.rs gov** br/sit**efce/dow**n 1 **oad/eeg/2/2**.4.zi**p>,** acesso em 29 out. 2006,

BARROS, Ricardo Paes. MENDONÇA, Rosane Silva Pinto (1995) Os determinantes da desigualdade no Brasil. **IPEA,** Texto para discussão n 377, Rio de Janeiro: jul 1995. Disponível em * http //vvwvv.ipea üov.br/pub/td/td_377.pdf>. acesso ern 03 mai. 2006.

BARROS, Ricardo Paes, MENDONÇA, Rosane Silva Pinto (1996) Os determinantes da desigualdade no Brasil **Economia brasileira em perspectiva,** v. 2 Rio de Janeiro, IPEA, p.421-474.

BARROS, Ricardo Paes; CARVALHO. Mirela, FRANCO, Samuel, MENDONÇA, Rosane (200óa) Conseqüências e Causas Imediatas da Queda Recente da Desigualdade de Renda Brasileira. **IPEA,** Textos pata discussão Rio de Janeiro, julho de 2006. Disponível em <http://www.ipea.gov **br/pub**/td/**2006**/t**d**_1**20**1.**pdf** >, acesso em 07 set. 2006,

BARROS. Ricardo Paes; CARVALHO. Mirela, FRANCO, Samuel, MENDONÇA, Rosane (2006b) Unia Análise das Principais Causas da Queda Recente na Desigualdade de Renda Brasileira. **IPEA,** Textos para discussão Rio dc Janeiro, agosto dc 2006. Disponível em ˚-http_7/'www ipea_..gov^br/'pub/td/20()6/ld .I203.pdf >, acesso em 07 set. 2006

BÈRNl, Duilio de Ávila; MARQUETTI, Adalmir, KLOECKNER, Rafael (2002) A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a curva de Kuznets **Anais do 1" Encontro de Economia Gaúcha 2004,** Porto Alegre realização

PUCRS c Fundação dc Economia *c* Estatística (FEE). Disponível em Muip://www.fec is gov br/sitefee/download•cog'l/mesa_3_berni_marquetti kloeckner.pdf >, acesso em 29 out. 2000.

BOURGUIGNON, Francois; FFRREIRA, Francisco IIG; MENÉNDEZ, Marta (2003) **Inequality of outcomes and inequality of opportunities in Brazil.** Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RIO) Disponível em <htlp://'www.econ.puc-rio.br/PDF/ld478.pdP. acesso em 13 jun 2006

BRASIU. Constituição (1988) **Constituição da República Federativa do Brasil.** Brasília: Senado, 1988. I68p. Disponível em <h_íjp:/Avvyw plan_^ acesso em 22 jun. 2006.

DEININ'GER, K and SQU1RF, L. (1996) A new data set measuring income inequality. **World Bank Economic Review.** 10, 565-91.

DEUTSCH, Joseph; SILBRR, Jaques (2000) **The Ku/iiels curve and the impact of various income sources on the link between inequality and development.** Working Paper, Bar-**II**an University, Israel. **Disponível** em <http://www.biu açil**/soc/ecAyp**/3^1 **/kuzneis.pdP,** acesso em 15 ago. 2006.

FERREIRA, Francisco 11G. (2000) Os determinantes da desigualdade de renda no Brasil: luta de classes ou heterogeneidade educacional° in: HENR1QUES, Ricardo (Org) **Desigualdade e pobreza no *Brasil*** Rio de Janeiro: JPEA, p 131-158 Disponível em ^http //www.econ puc-rio.br/pdf/td415 pdf >, acesso em 15 mai. 2006.

GLAESER, Edward L (2005) Inequality. **NBLK Working Paper Series.** Harvard Institute of Economic Research. NBER, and KSG Faculty Research Working Paper Series RWP05-056. October 2005. Disponível em <-http://'papcrs nber.org/papers/wl 1511 pdl>. acesso em 15 mai 2006

HOFFMANN, Rodolfo (1998) **Distribuição de renda:** medidas de desigualdade e pobreza. São Paulo Fdusp. 275p.

JACINTO. Paulo de Andrade, TEJADA, César Augusto Oviedo (2004) Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da região nordeste do Brasil. O que os dados tem a dizer? **Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia** [Proceedings of lhe ?)2ih Brazilian Fconomics Meetingl 039, ANPHC - Associação Nacional do Centros dc Pos-graduaçào cm Economia fBrazilian Association of Graduate Programs in Economics] Disponível em <[utp://w'w_vv anpec_.org br/enco acesso em 29 out. de 2006,

KOENKER, Roger; BASSET'!', Gilbert. (1978) Regression Quantilcs. **Econometeirica,** Jan 1978. 46, pp.~33-50.

KOENKER, Roger, HAEEOCK, Kevin **I** (2001) Quaniile Regression **Journal of Economic Perspectives,** Volume 15, Number 4, Fall 2001, Pages 143-156. Disponível em <http7"/**www.econ.uiuc.edu/-roger/rescarch**/rq/QRJEP**.pdt>.** acesso em 02 Jul. 2006.

KUZNETS, Simon (1955) Economic Growth and Income Inequality, **American Economic Review** 65 1-28

MADDALA, G. S (1998) Multicollinearity In: MADDALA. G S (1998) **Introduction to Econometrics,** 2 ed Prentice Hall, Chapter 7, p 269-303.

MEDEIROS, Marcelo (2006) Urna Introdução ãs Representações Gráficas da Desigualdades de Renda **IPEA,** Textos para discussão Brasília, agosto de 2006. Disponível em <http7/www.ipea gov.br/pub/td/2006/td 1202 pdf>. acesso cm 07 set. 2006.

MUSHINSKI, David W. (2001) Using non-parametries to inform parametric tests of Kuznets' hypothesis **Applied Economic Kellers,** 2001, S, 77-79.

RIOS-NETO, Eduardo L.G. (2005) **Questões emergentes na demografia brasileira.** Belo **I** lorizonte UFMG/Cedeplar. Disponível em --hup7/www abep nepo unicamp br/docs/PopPobreza/F.duardoRiosNeto2 pdíX acesso em lOjan. 2007.

SALVATO, Márcio Antônio; ALVARENGA. Patrícia Silva, FRANÇA, Cristina Soares; ARAÚJO JR., Ari Francisco (2006) Crescimento e Desigualdade: evidências da Curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais - 1991/2000. **Ibmec MG Working Paper - WP33.** Disponível em <lmp://wv>w ceacc ibmecmg.br/wp/wp33pdf>. acesso em 20 **jun.** 2006.

STOCK. James H ; WATSON", Mark \V. (2004) **Econo/iieíria.** São Paulo. Pearson *Education* do Brasil 485p.

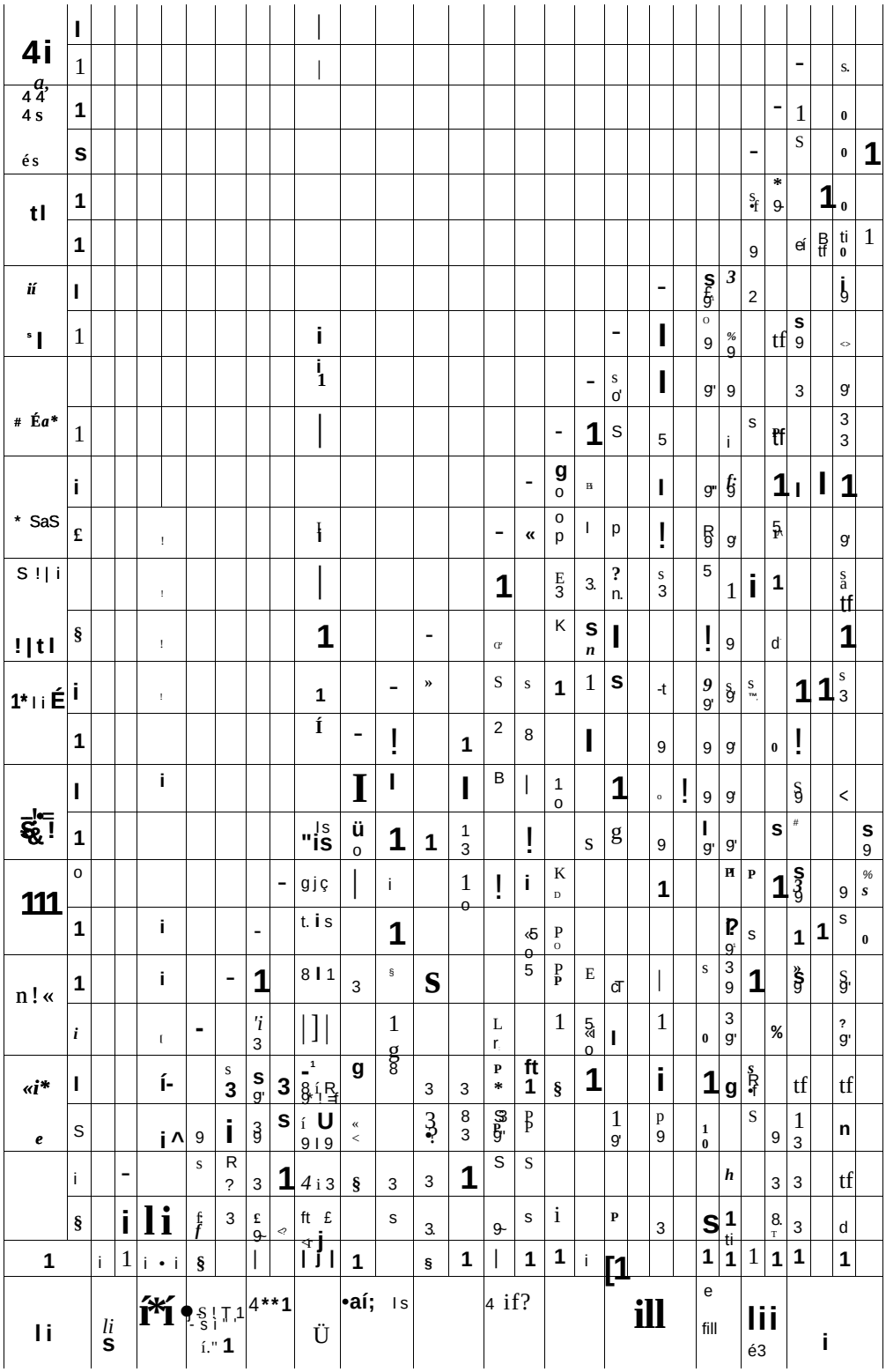
THORNTON, John (2001) The Kuznets inverted-U hypothesis: panel data evidence from 96 countries. **Applied Economics Letters,** 8, 15-16

VANHOUDT, Patrick (2000) An assessment of the macrocconomic determinants of inequality **Applied Economics.** 2000. 32. 877-883.

YOU, Jong-sung; KHAGRAM, Sanjeev (2004) Inequality and Corruption. **Hauser Center for Nonprofit Organizations,** Working Paper 22; KSG Working Paper Series RWP04-001. Disponível em - hup//papers ssrn com/sol3/Deliverv.cfm/SSRN_ID489823 code2 54274 pdnabstractid___ 489823&miridH>. acesso em 24 ago 2006.

APÊNDICE

Restante da tabela de Coeficientes de Correlação de Pearson



"Quantile Regression'" ou Regressão Quantil

Uma abordagem útil para analisar os dados sobre renda e população (especificamente no tópico sobre Curvas dc Lorenz e Lorenz Generalizada ponderadas e não ponderadas) é **a** *(Juatilile Regression* ou Regressão Quantil, originalmente proposta por Koenker e Bassett (1978). Para entender tal metodologia, considere primeiramente a seguinte discussão: um aluno mediano, tomado como ponto de referência, é aquele que divide a população **em** dois grupos: os 50% melhores e os 50% piores, de forma similar, os dados podem ser analisados a partir da divisão da população analisada em quatro segmentos (chamados *"qitartiles")* com proporções iguais a partir de uma referência **cm** cada segmento, *os* ***Squint****ik** (ou "quintil"'), por sua vez, dividem a população **em** cinco panes, e os *"deciles"* **em** dez partes. A Regressão Quantil, tal como colocam os autores supracitados, busca estender essas idéias para a estimação de Funções Quantis Condicionais - modelos nos quais quaruis da distribuição condicional da variável de resposta são expressos como funções dos regressores.

De acordo com Koenker e Hallock (2001), a regressão linear clássica implica **em** supor que as médias estão dispostas **em** uma reta ou **em** alguma superfície linear para então estimar os parâmetros desse modelo linear. A estimação por mínimos quadrados proporciona o **uso** de **um** método conveniente de estimação de tais modelos condicionais de médias A Regressão Quantil proporciona **uni** método igualmente eficiente para estimar modelos para funções quantis condicionais.

Segundo Koenker e Hallock (2001), os *quatttiles* ou quantis estão intimamente relacionados a operações de ordenamento e separação das observações amostrais Portanto, é possível definir os *quaimles* por meio de uma alternativa simples e adequada como **um** problema de otimização. Assim como e possível definir a média da amostra como a solução

dc um problema dc minimi/ação de uma soma dos quadrados dos resíduos, é possível definir a mediana como a solução de um problema dc minimi/ação da soma do valor absoluto dos resíduos. A simetria da função módulo pressupõe que a minimi/ação da soma dos resíduos absolutos deve igualar o número de resíduos positivos e negativos, o que assegura o mesmo número de observações abaixo e acima da mediana. Já que a simetria do valor absoluto determina a mediana, a minimi/ação da soma de resíduos absolutos ponderados a.ssinic(ricamente - simplesmente por meio da atribuição de diferentes pesos para resíduos negativos e positivos - determinariam os *quantiks.* Matematicamente, a resolução da equação

$$\min _>] p_{r}\mathbf{h}, — í)$$

cm que pi(.) é a função assimétrica do valor absoluto que determina o -ésimo quartil amostrai. Analogamente, c possível definir *quanüks* condicionais. A regressão de mínimos quadrados oferece um modelo a ser seguido: se resolvida a equação

$$\min _^{} t v. - ft)'$$

a partir de uma amostra aleatória (>i, y:, ... y_{n}}, é obtida a média da amostra, uma estimativa da média populacional incondicional, L(Y). Sc **u** for substituída por uma função paramétrica **u <x, p),** a equação será

$$\min _^{ft} (Y/ - p\text{-}l\text{-}V í""$$

por meio da qual é obtida uma estimativa da função de expectativa condicional E(YJx).

Na regressão quantil, o procedimento é o mesmo. Para obter uma estimativa da função da mediana condicional, o T é determinado como '/;. Para obter estimativas de outras funções quantis condicionais, os valores absolutos sào substituídos por Pi(.):

$$\min \quad P\text{-}r<Vj - £l.v».$$

O problema de mini mi/ação resultante, quando ç(x, |i) é formulado como uma função linear de parâmetros, isto e. £(x, ft) - x|J, pode ser resolvido de forma eficiente por meio de métodos de programação linear, considerando tal caso