



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ  
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN  
MESTRADO EM ECONOMIA

JOSÉ ALVES COELHO

OS EFEITOS DA RENDA E DA DESIGUALDADE NA REDUÇÃO DA EXTREMA  
INDIGÊNCIA NO BRASIL

FORTALEZA

2009

JOSÉ ALVES COELHO

OS EFEITOS DA RENDA E DA DESIGUALDADE NA REDUÇÃO DA EXTREMA  
INDIGÊNCIA NO BRASIL

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

Área de Concentração: Economia do Setor Público

Orientador: Prof. Dr. Flávio Ataliba F. D. Barreto

FORTALEZA

2009

JOSÉ ALVES COELHO

OS EFEITOS DA RENDA E DA DESIGUALDADE NA REDUÇÃO DA EXTREMA  
INDIGÊNCIA NO BRASIL

Esta Dissertação foi submetida como parte dos requisitos necessários à obtenção do grau de Mestre em Economia, outorgado pela Universidade Federal do Ceará – UFC e encontra-se à disposição dos interessados na Biblioteca do Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN da referida Universidade.

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

Dissertação aprovada em 01 de outubro de 2009.

---

Prof. Dr. Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto  
Orientador – CAEN/UFC

---

Prof. Dr. João Mário Santos de França  
CAEN/UFC

---

Prof. PhD. Ricardo Brito Soares  
CAEN/UFC

---

Prof. Dr. Eptácio Macário Moura  
Membro Convidado - UECE

## DEDICATÓRIA

Aos meus pais Antônio (*in memoriam*) e Maria que, mesmo pobres e semi-analfabetos, decidiram desde cedo que sua missão era educar os filhos, e conseguiram.

Ao meu irmão Fernando e às minhas irmãs Fátima, Ivone, Fernanda, Ana Célia e Auricélia que têm sido, até aqui, a cumeeira do telhado sob o qual me abrigo.

Aos meus filhos Ilana, Pedro e Sara e aos meus netos Maria Vitória e Pedro Vítor, que me dão sentido à vida e para quem vivo e procuro ser exemplo.

## AGRADECIMENTOS

Ao Deus da minha crença – no Qual tudo posso – por tudo na minha vida. Por mais esta vitória, inclusive.

Ao Professor Flávio Ataliba pela orientação sábia e exigente, sem a qual eu não teria chegado até aqui.

Aos Professores João Mário de França e Ricardo Brito pela participação na Banca, pelas críticas construtivas e pelas sugestões que só deram mais qualidade a este trabalho.

Ao meu querido amigo Professor Epitácio Macário – da UECE – pelas contribuições como membro convidado da Banca, na pessoa de quem rendo as minhas homenagens e o meu reconhecimento a todos os Professores que tive ao longo da vida.

A todos os Professores do Mestrado em Economia do Setor Público, pelos saberes que me transmitiram.

Ao Doutorando do CAEN Guilherme Irffi que, pela sua inestimável ajuda, revelou-se um verdadeiro amigo nos meus momentos de dificuldade com os métodos quantitativos ao longo de todo o curso.

Ao pessoal do CAEN – Kleber, Geisa, Carmen, Márcia, Cristiane e Adegildo – pela disponibilidade e pela forma carinhosa de atender às nossas demandas.

Aos colegas do Mestrado pelo convívio fraterno, pelo carinho e pela amizade com que me trataram, apesar de mim.

Um agradecimento especialíssimo à Érika, minha mulher, pela força que me dá em tudo e, em particular, pela tolerância às minhas ausências na sua vida durante o curso.

Por derradeiro, um agradecimento ao povo pobre do Ceará que financiou, através do recolhimento de tributos, a metade do custo financeiro desta minha vitória.

## RESUMO

A redução da pobreza está intimamente relacionada com que ocorre com a desigualdade e a renda média, sendo a grande questão identificar quais políticas de crescimento econômico têm mais efetividade para reverter tal situação de forma mais acelerada: se políticas que estimulem o crescimento da renda média da economia ou políticas que estimulem a redução da desigualdade entre os indivíduos. Esta pesquisa estima as elasticidades-renda e desigualdade para o segmento da população brasileira em situação de extrema indigência, com base nos da PNAD do período 1995 a 2007. As elasticidades estimadas evidenciam que, para o Brasil, as políticas de combate à extrema indigência através da redução da desigualdade exercem um impacto mais significativo do que o aumento da renda. Por outro lado, tomando por base o efeito sob as regiões brasileiras, verifica-se que para regiões Norte e Nordeste a elasticidade-desigualdade é bem mais sensível do que a elasticidade-renda, enquanto para as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste verifica-se o aumento da elasticidade-renda e a diminuição da elasticidade-desigualdade em comparação com o Brasil e com as regiões Norte e Nordeste. Mesmo assim, nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste o efeito desigualdade ainda é superior ao efeito renda, a exemplo dos resultados encontrados para o Brasil e para as regiões Norte e Nordeste. Ademais, estimaram outros modelos considerando uma *dummy* para captar o efeito entre os Governos FHC e Lula, o resultado sugere um efeito negativo sobre a indigência e, isto representa que o período de 2003 a 2007 a pobreza caiu. De uma maneira geral, os resultados sugerem que a redução da desigualdade tem um impacto muito mais expressivo do que o aumento da renda na camada da população em situação de extrema indigência.

**Palavras-chave:** elasticidade, renda, pobreza, extrema indigência, desigualdade, crescimento.

## ABSTRACT

Poverty reduction is closely related to what happens to income inequality and average, and the big question to identify which policies of economic growth are more effective to reverse this situation most quickly, if policies that encourage the growth of average income of the economy or policies that encourage the reduction of inequality among individuals. This study estimates the income elasticity and inequality for the segment of the Brazilian population in extreme poverty based on PNAD the period 1995 to 2007. The elasticities show that, for Brazil, policies to combat extreme poverty through the reduction of inequality have a greater impact than the increase in income. Furthermore, based on the effect in the regions of Brazil, it appears that for the North and Northeast elasticity inequality is much more sensitive than the income elasticity, while in the South, Southeast and Midwest notes the increase in income elasticity and declining inequality elasticity compared with Brazil and the North and Northeast. Still, in the South, Southeast and Midwest have the effect of inequality is higher than the income effect, the example of the results found for Brazil and the North and Northeast. In addition, other models estimated considering a dummy to capture the effect of the FHC and Lula governments, the result suggests a negative effect on poverty, and this represents the period from 2003 to 2007 poverty fell. In general, the results suggest that the reduction of inequality has a much more significant than the increase in the income section of the population in extreme poverty.

**Keywords:** elasticity, income, poverty, extreme poverty, inequality, growth.

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Distribuição da Pobreza no Brasil, Nordeste e Ceará em 2007 .....	15
Tabela 2: Matriz de Correlação, amostra plena.....	21
Tabela 3: Taxas de crescimento da Extrema Indigência, Renda familiar per capita e do Índice de Gini .....	22
Tabela 4: Estimções das Elasticidades-Renda e Desigualdade da Extrema Indigência para o Brasil, regiões Norte & Nordeste e Sul, Sudeste & Centro-Oeste. ....	29
Tabela 5: Estimções das Elasticidades-Renda e Desigualdade da Extrema Indigência e do Efeito Lula para o Brasil .....	30
Tabela 6: Estimções das Elasticidades-Renda e Desigualdade da Extrema Indigência para o Brasil .....	39
Tabela 7: Estimções das Elasticidades-Renda e Desigualdade da Extrema Indigência para as Regiões Norte & Nordeste do Brasil.....	39
Tabela 8: Estimções das Elasticidades-Renda e Desigualdade da Extrema Indigência para as Regiões Sul, Sudeste & Centro-Oeste do Brasil .....	40
Tabela 9: Estimções das Elasticidades-Renda e Desigualdade da Extrema Indigência para as Regiões Norte & Nordeste do Brasil.....	40



## LISTA DE ABREVIATURAS

EA	Efeito Aleatório
EF	Efeito Fixo
PD	Primeira Diferença
LEP	Laboratório de Estudos da Pobreza
CAEN	Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste
UFC	Universidade Federal do Ceará
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
PNAD	Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliar
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
INPC	Índice Nacional de Preço ao Consumidor

## SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	11
1 FATOS ESTILIZADOS SOBRE A DESIGUALDADE E A POBREZA NO BRASIL .....	14
2 FUNDAMENTAÇÕES TEÓRICA E EMPÍRICA DA POBREZA .....	16
3 NOTAS METODOLÓGICAS.....	20
3.1 Base de Dados .....	20
3.2 Elasticidades-Renda e Desigualdade da Extrema Indigência.....	22
3.3 Modelo Teórico e Métodos de Estimação .....	24
4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS .....	28
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	32
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	34
ANEXO .....	39

## Introdução

A pobreza, considerada de forma estratificada em proporção de pobres, indigência e extrema indigência, é certamente uma questão social complexa e de difícil resolução, exatamente porque está cingida pelos atuais condicionamentos estruturais das diversas sociedades e suas economias.

No Brasil, são evidentes a existência de amplos contingentes populacionais pobres e a persistência de níveis inaceitáveis de desigualdade na distribuição de renda, o que não pode mais ser entendido como um fenômeno transitório ou irrelevante.

A despeito de todos os esforços realizados nas últimas décadas para redução da pobreza no Brasil, seus níveis permanecem ainda bastante elevados e de certa forma incompatíveis com sua renda *per capita*, especialmente quando comparados a outros países (BARRETO et al., 2008).

Em pesquisa realizada no universo de 124 países, Barros et. al. (2006) concluíram que apesar de 64% deles terem renda *per capita* inferior à brasileira, somente 43% desses países têm renda *per capita* dos 20% mais pobres inferior ao mesmo percentil brasileiro. Tal conclusão sugere que no Brasil a pobreza é muito mais acentuada do que se poderia imaginar.

Embora o censo comum atribua ao aumento da renda o papel de principal mecanismo de redução da pobreza, não se deve esquecer que o efeito do crescimento pode não incidir com a mesma intensidade em todas as camadas da população, e isso modifica o grau de concentração de renda de uma sociedade acarretando também mudanças na quantidade de indivíduos considerados pobres.

O crescimento econômico é tido como objetivo principal perseguido por quase todos os governantes. Acredita-se que ele possa gerar por si só a melhoria nas condições de vida da população de regiões e países. Essa crença pode levar os *policy makers* às formulações de políticas de crescimento que, ao longo do tempo, possam se revelar equivocadas, uma vez que elas podem tender no aumento da desigualdade e da própria pobreza.

A redução da pobreza está intimamente relacionada com que ocorre com a desigualdade e a renda média, sendo a grande questão a identificação de quais políticas têm mais efetividade para reverter tal situação de forma mais acelerada (Barreto et. al., 2008).

Em termos da concentração de renda há uma tendência clara de redução a partir de 1995, com ênfase no período que se inicia em 2001. Essa evidência é suscitada por Hoffmann (2006) considerando as diversas fontes de rendimentos utilizadas e metodologias de cálculos da desigualdade. Quanto à renda média, verifica-se através da “curva de crescimento para pobre” que ela teve um ligeiro aumento de 0,3% entre 1997 e 2005, mas quando se computa a renda dos 30% mais pobres ela cresce de forma expressiva (24,2%, nesse período).

Diante desta realidade, a grande preocupação é identificar ações que possam reverter tal situação de forma mais acelerada. Normalmente, as políticas adotadas para esta finalidade concentram-se naquelas que possam estimular o crescimento econômico, no sentido do aumento da renda média da economia, e/ou na redução da desigualdade entre os indivíduos. No entanto, um ponto fundamental é identificar o peso que se deva dar a cada uma dessas estratégias, tanto a nível nacional como nos seus desdobramentos regionais.

Relativamente à extrema indigência, segmento sob o qual existem pouquíssimos estudos torna-se oportuno conhecer os valores das suas elasticidades-renda e desigualdade para o Brasil, bem como para suas macrorregiões. A mensuração precisa desses valores é de grande relevância na medida em que se poderá sugerir o estabelecimento de caminhos mais diretos e de estratégias mais efetivas para o seu combate: se através de estímulos para a redução da desigualdade ou do aumento da renda média.

Destarte, o presente trabalho, seguindo a especificação empírica desenvolvida por Ravallion & Chen (1997), tendo como base de dados as informações disponibilizadas pela Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), durante o período 1995-2007 e utilizando modelos econométricos de dados em painel, procura identificar o efeito do aumento da renda média *per capita* e da redução na desigualdade através da mensuração das elasticidades-renda e desigualdade da extrema indigência, tomando uma amostra plena (Brasil) e, considerando a idéia de “clubes de convergência”, tomando duas sub-amostras: uma primeira que consiste em agrupar os estados do Norte e Nordeste e a segunda contemplando os estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

Além desta introdução, esta dissertação contém mais cinco capítulos. O próximo capítulo apresenta alguns fatos estilizados relativos à desigualdade e à pobreza no Brasil. O segundo aborda a fundamentação teórica acerca do tema estudado. No terceiro segmento é descrita a metodologia, contemplando a descrição da base de dados, a derivação das elasticidades-renda e desigualdade da extrema indigência, o modelo teórico e os métodos de estimação. O quarto capítulo se presta a analisar os resultados das estimativas e sugere algumas políticas públicas focadas na redução da desigualdade. E, por fim, no quinto capítulo são feitas as considerações finais.

## 1 Fatos Estilizados sobre a Desigualdade e a Pobreza no Brasil

Feitas as considerações iniciais sobre o tema (justificativa, objetivo e metodologia) se faz oportuna a leitura de alguns fatos estilizados relativos à desigualdade e à pobreza no Brasil. Tais fatos, somados às evidências de que o Brasil continua sendo um país desigual, exposto ao desafio histórico de enfrentar uma herança de injustiça social que excluiu parte significativa de sua população do acesso a condições mínimas de dignidade e cidadania, na verdade, serviram de motivação para esta pesquisa:

- A renda *per capita* dos mais pobres cresceu substancialmente entre 2001 e 2005, apesar da relativa estagnação da renda *per capita* nacional. Em termos quantitativos, esse crescimento anual foi 8% para as pessoas contidas no primeiro decil (isto é, 10% mais pobres) e de 5,9% para os 20% mais pobres, apesar da renda *per capita* brasileira ter crescido apenas 0,9% ao ano (a.a.) no mesmo período. Diante disso, naquele quadriênio, a renda dos 10% mais pobres cresceu a uma taxa quase nove vezes maior que a média nacional, enquanto a renda dos 20% mais pobres cresceu a uma taxa quase sete vezes maior de acordo com informações do Instituto de Pesquisa de Economia Aplicada (Texto para Discussão nº 1256).
- Em relação ao Índice de Gini, que mensura o grau de desigualdade da renda, percebe-se que no Brasil este índice caiu de maneira acelerada, passando de 0,593 em 2001 para 0,552 em 2007, o que significa um declínio de 7% no período. (IPEA/Comunicado da Presidência nº 9).
- No período de 2001 a 2007, a razão entre a renda média apropriada pelos 10% mais ricos e pelos 40% mais pobres declinou 5,2 pontos, enquanto a razão entre a renda média apropriada pelos 20% mais ricos e pelos 20% mais pobres declinou 6,7 pontos percentuais. (IPEA/Comunicado da Presidência nº 9).
- Dos 74 países para os quais há informações sobre a evolução do Índice de Gini ao longo da década de 90, menos de 25% foi capaz de reduzir a desigualdade a uma velocidade superior à alcançada pelo Brasil no período 2001-2007. Alcançada em 6 anos, a queda de 7% no Índice de Gini pode ser considerada uma das mais aceleradas do mundo. (IPEA/Comunicado da Presidência nº 9).

- Apesar desta acentuada queda, a desigualdade de renda brasileira permanece extremamente elevada. Estudo do IPEA realizado a partir da PNAD 2007 revela que a fatia de renda do 1% mais rico da população é apenas ligeiramente menor do que aquela apropriada pelos 50% mais pobres. Além disso, os 10% mais ricos se apropriam de mais de 40% da renda, enquanto os 40% mais pobres se apropriam de menos de 10% da renda.
- Segundo o mesmo estudo do IPEA realizado a partir da PNAD 2007, a posição negativa do Brasil no cenário internacional é destaque absoluto. O progresso recente, apesar de acelerado, permitiu ao Brasil ultrapassar apenas 5 dos 126 países que têm informação sobre o grau de desigualdade atual na distribuição de renda. Assim, mesmo após este acentuado declínio no grau de desigualdade, 113 países (cerca de 90% dos países) ainda apresentam distribuições menos concentradas que a do Brasil.
- Pesquisa realizada pelo Laboratório de Estudos da Pobreza (LEP/CAEN/UFC), em 2009, demonstra como é desigual a distribuição da pobreza no país. A Região Nordeste, embora possuindo apenas 27,55% da população brasileira, possui 46,99% da pobreza, 56,34 da indigência e 57,31 da extrema indigência. Nesse ínterim, o estado do Ceará, com apenas 4,4% da população do país, tem 7,55% da pobreza nacional, 9,23% da indigência e pouco mais de 9,5% da extrema indigência do Brasil. Assim, a desigualdade na distribuição dos grupos de baixa renda torna-se mais significativa para a indigência e extrema indigência, tendo mais que o dobro da relação entre a população do Ceará e do Brasil, Tabela 1. (LEP/Relatório de Pesquisa nº 5 - O Mapa da Extrema Indigência no Ceará e o Custo Financeiro de sua Extinção).
- A partir de 1995 observa-se uma contínua melhoria nos principais indicadores sociais no país. Essa melhoria fora constatada pelo comportamento da renda média, da desigualdade e do número de pobres. Mas isso ocorre de forma diferenciada entre as regiões do país. (LEP/Ensaio sobre a Pobreza nº 15).

Tabela 1: Distribuição da Pobreza no Brasil, Nordeste e Ceará em 2007

<b>Indicadores</b>	<b>Brasil</b>	<b>Nordeste</b>	<b>%</b>	<b>Ceará</b>	<b>%</b>
População	189.820.330	52.304.743	27,55	8.358.376	4,40
Pobreza	57.511.231	27.022.225	46,99	4.342.343	7,55
Indigência	23.872.505	13.450.718	56,34	2.204.137	9,23
Extrema Indigência	10.394.383	5.956.542	57,31	991.120	9,54

Fonte: LEP – Relatório de Pesquisa nº 5.

Após a leitura dos fatos estilizados e as evidências de que a pobreza está inserida na população brasileira de forma desigual, se faz apropriado apresentar a fundamentação teórica e empírica a respeito da pobreza, sobre ela dedicamos o próximo capítulo.

## 2 Fundamentações Teórica e Empírica da Pobreza

O problema da pobreza tem ocupado uma posição central na pauta de discussões da sociedade brasileiro e levado à formulação e à execução de políticas públicas voltadas para o seu combate. Mas para tornar possível a execução de políticas públicas que resolvam este problema, é necessário, primeiro, conhecer a eficiência dessas políticas e identificar o peso que se deva dar a cada uma dessas estratégias, tanto a nível nacional como nos seus desdobramentos regionais.

A literatura empírica sobre o tema do desenvolvimento econômico é praticamente unânime ao informar que o aumento da renda, por si só, pode não ser suficiente para a redução da pobreza. Adelman & Morris (1973) e Chenery et. al. (1974) argumentam que as evidências são claras ao apontar que os indivíduos mais pobres em economias menos desenvolvidas pouco se beneficiaram do longo período de crescimento da renda em seus países.

Barreto et. al. (2008) concluíram que, tomando por base, por exemplo, uma linha de pobreza de  $\frac{1}{2}$  salário mínimo em 2005 (por volta de R\$ 160,00) e tendo como referência a renda familiar *per capita*, isso representaria uma proporção de pobres por volta de 31% da população nesse ano, contra 35% em 1995.<sup>1</sup> Por outro lado, caso fosse utilizado o conceito de miseráveis (indivíduos que vivem com menos de R\$ 121,00 por mês em 2005), Néri (2006) calcula que 22,77% da população se encontra nessa situação em 2005, proporção bem inferior aos 28,8% obtidos em meados da década de 1990.

Mesmo considerando a diferença nas estatísticas acima, o tamanho do problema a ser enfrentado não é pequeno, diante de uma população estimada em 180 milhões de brasileiros. Deste modo, não restam mais dúvidas de que a redução da pobreza está intimamente relacionada com que ocorre com a desigualdade e a renda média.

Hoffmann (2006) tem documentado a evolução da desigualdade e da renda média da economia brasileira entre 1995 e 2005. Em termos da concentração de renda há uma tendência clara de redução a partir de 1995, com ênfase no período que se inicia em 2001. Quanto à

---

<sup>1</sup> Informações extraídas do site do IPEA (IPEADATA).



renda média, verifica-se através da “curva de crescimento para pobre” que ela teve um ligeiro aumento de 0,3% entre 1997 e 2005, mas quando se computa a renda dos 30% mais pobres ela cresce de forma expressiva, mais especificamente 24,2%, nesse período.

Bouguignon (2003) e Lopez & Serven (2004) também apontam que a desigualdade é um elemento fundamental para reduzir a pobreza e que crescimento econômico por si só pode não ser um elemento importante nesse processo.

Manso et. al. (2008) afirmam que, dada a existência de pouca variabilidade na desigualdade de renda através do tempo, pode-se intuir que o crescimento da renda possa ser o mecanismo mais relevante na redução da pobreza. No entanto, tal indicação estaria condicionada à magnitude da própria taxa de crescimento da renda (efeito Renda) e ao tamanho da desigualdade existente, que certamente minimizaria os possíveis benefícios do crescimento econômico (efeito Distribuição). Os autores afirmam ainda, que os impactos desses efeitos sobre a redução da pobreza podem ser diretamente computados pelo cálculo das elasticidades renda e desigualdade da pobreza.

De Lima, Barreto & Marinho (2003) usando dados em painel, calcularam elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza para os estados brasileiros de 1985 a 1999. Seus resultados apontam que a pobreza é mais sensível às políticas que promovam a desconcentração de renda do que o aumento da renda média. Conclusão semelhante é encontrada em Menezes & Pinto (2005) onde dar-se ênfase à necessidade de políticas de redistribuição de renda como forma de estimular o crescimento e reduzir a pobreza.

Em termos da elasticidade crescimento-pobreza a literatura é mais vasta e alguns estudos apresentam certa convergência de valores como em Meng *at al* (2005), Adams Jr. (2004), Bruno, Ravallion & Squire (1998), e Ravallion & Chen (1997). Essas pesquisas apontam que para países em desenvolvimento, esses valores situam-se no intervalo de [-3,0 a -2,0], o que significa que um acréscimo de 10% no crescimento econômico levaria a um decréscimo na pobreza de 20 a 30%. Por outro lado, estimativa mais ambiciosa é vista em Bhalla (2002), que sugere um valor de (-5,0) enquanto que para Wodon (1999), em um painel regional para Bangladesh, esse número seria bem mais modesto, [-1,63 a -1,43] dependendo da linha de pobreza utilizada. Reforçando essa análise, diversos outros trabalhos indicam que o impacto do crescimento econômico sobre os níveis de pobreza seria tanto maior quanto

menor fosse à desigualdade de renda existente nas economias (Ravallion (1997), Bouguignon (2003), Son & Kakwani (2003) e Lopez & Serven (2004)).

Por outro lado, quanto às evidências para as elasticidades desigualdade-pobreza, as estimativas são um pouco mais escassas e apresentam valores mais distintos que no caso da elasticidade renda-pobreza. Em Meng *et al* (2005) a elasticidade desigualdade-pobreza é de (2,8) enquanto que para Wodon (1999) ela estaria contida no seguinte intervalo [1,28 e 1,41], mas seu valor aumentaria na medida em que mais peso for se dando aos mais pobres na distribuição de renda. Em Ravallion & Squire (1998), esses valores seriam bem mais elevados, situando-se por volta de (3,86).

As estimativas dessas elasticidades para o Brasil têm sido ainda pouco exploradas, especialmente quando se tem na discussão a questão regional. Os escassos trabalhos existentes apresentam efeitos distintos do aumento da renda e da redução da desigualdade sobre os níveis de pobreza, dependendo muitas vezes do período e da amostra utilizada. Por exemplo, Barros, Henriques & Mendonça (2001) apontam que para cada 1% na taxa de crescimento econômico no Brasil a pobreza cairia em 2,6%, e que no caso da desigualdade essa relação seria de 1 para 1. Por outro lado, Lima *et al* (2003) estimando essas elasticidades para os estados brasileiros para os anos de 1985, 1992 e 1999 encontram um valor de (1,03) para a elasticidade renda-pobreza e (1,93) para desigualdade-pobreza.

Mais recentemente, Hoffmann (2005) utilizando uma distribuição da renda *log-normal* para o Brasil e seus estados no ano de 1999, conclui que um aumento de 1% no rendimento médio no país levaria a uma redução de 0,84% na proporção de pobres e que o valor absoluto dessa elasticidade cresceria com o aumento do rendimento médio e decresceria com a elevação da desigualdade.

Ao investigar a eficácia do aumento da renda ou da redução da desigualdade no combate à proporção de pobres, hiato da pobreza e severidade da pobreza para as regiões urbana, metropolitana e rural do Brasil, Santos (2008) aponta que a redução da desigualdade impacta mais a queda nos três níveis de pobreza do que simplesmente políticas voltadas para o crescimento da renda média.

Especificamente em relação à extrema indigência, Barreto, Manso & Santos (2009) mostram que, apesar dos avanços recentes obtidos pelo Brasil na redução da pobreza, ainda é elevado o contingente populacional que se encontra nos níveis de indigência.

A comparação entre a magnitude das elasticidades pobreza-renda e pobreza-desigualdade sugere que políticas que promovam a queda da desigualdade possam ser mais relevantes para a redução da pobreza do que ações que objetivem a expansão da renda média. Isso pode, por exemplo, favorecer a idéia de se estabelecer estratégias de redução de desequilíbrios inter-regionais, através de medidas que possam aumentar proporcionalmente mais a renda dos pobres relativamente aos não-pobres em cada região (Pessoa 2001).

Em dois artigos distintos, Ravallion (1997, 2004) apresenta um modelo empírico que procura estimar a relação entre elasticidades renda-pobreza e renda-desigualdade inicial. As estimativas sugerem que 1% de acréscimo no nível de renda levaria a uma redução na pobreza de 4,3%, para países de baixa desigualdade ou 0,6% para países de alta desigualdade. Neste sentido, ele conclui que crescimento terá pouco efeito sobre a pobreza, a menos que ele traga consigo uma queda na desigualdade.

Outro trabalho relativamente recente sobre o tema é o de Neder (2004), que estima elasticidades de medidas de pobreza em relação à renda média e ao Índice de Gini da renda domiciliar *per capita*, para as áreas rurais de regiões e estados do Brasil, com base na PNAD de 2001. Ele utiliza uma metodologia proposta por Kakwani (1990), baseada no ajustamento de curvas de Lorenz.

Com base na literatura existente, esta pesquisa faz um estudo específico objetivando mensurar as elasticidades-renda e desigualdade da extrema indigência, posto que o interesse é investigar qual política de crescimento econômico é mais eficaz para a melhoria da qualidade de vida dos mais pobres entre os pobres.

### 3 Notas Metodológicas

Este capítulo dedica-se à apresentação da fonte e tratamento das informações contidas na base dados, a derivação das elasticidades-renda e desigualdade da pobreza, bem como o modelo teórico e a metodologia econométrica empregada para a realização deste exercício empírico, o qual tem como objetivo mensurar as elasticidades renda e desigualdade da extrema indigência para o Brasil e suas macro-regiões durante o período pós Plano Real.

#### 3.1 Base de Dados

Os dados utilizados por esta pesquisa para mensurar as elasticidades-renda e desigualdade da extrema indigência foram extraídos da PNAD, realizada pelo IBGE, para o período de 1995 até 2007, exceto para o ano 2000.<sup>2</sup> Para isso, foi considerada a renda média *per capita*, o coeficiente de Gini e a medida de pobreza (extrema indigência) que serão discutidas em pormenores abaixo.

Para extrair a renda média, utilizou-se a renda familiar *per capita*, considerando todas as fontes de rendimentos. A desigualdade, por sua vez, é medida pelo o índice de GINI considerando a renda familiar *per capita*.<sup>3</sup>

Em relação à medida de pobreza, a proporção de pessoas inseridas na condição de extrema indigência foi calculada a partir da parcela da população que declarou renda familiar, ao invés da população total.<sup>4</sup> Além disso, considerou-se como linha da extrema indigência o

---

<sup>2</sup> Em 2000 foi realizado o Censo Demográfico ao invés da PNAD.

<sup>3</sup> O índice de Gini mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar *per capita*. Seu valor varia de 0, quando não há desigualdade (ou seja, a renda de todos os indivíduos tem o mesmo valor), a 1, quando a desigualdade é máxima (isto é, apenas um indivíduo detém toda a renda da sociedade e a renda de todos os outros indivíduos é nula).

<sup>4</sup> Linha de pobreza é o termo utilizado para descrever o nível de renda anual com o qual uma pessoa ou uma família não possui condições de obter todos os recursos necessários para viver. Vale destacar que esta é, geralmente, medida em termos *per capita*.

ganho inferior a 1/8 do salário mínimo *per capita* (R\$47,50 em reais de setembro de 2007). Vale destacar que todas as variáveis monetárias foram deflacionadas pelo o INPC (Índice Nacional de Preço ao Consumidor), tendo como referência setembro de 2007.

Um resultado preliminar do exercício empírico consiste em tomar a correlação entre as elasticidades renda e desigualdade contra a extrema indigência, haja vista que o coeficiente de correlação mensura a dependência linear entre as variáveis. Desta forma, pode-se inferir que o efeito da renda média sobre a extrema indigência é negativo; ou seja, uma política que vise aumentar a renda média dos brasileiros reduz o contingente na extrema indigência. Em relação à desigualdade (Índice de Gini), o efeito é positivo, logo, políticas que fomentem o aumento da desigualdade como, por exemplo, a regressividade de alguns tributos indiretos tendem a aumentar a extrema indigência.

Tabela 2: Matriz de Correlação, amostra plena

Variáveis	Log(Extrema indigência)	Log(Renda Média)	Log(Índice de Gini)
Log(Extrema indigência)	1.000		
Log(Renda Média)	-0.5351	1.000	
Log(Índice de Gini)	0.5294	-0.4085	1.000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados fornecidos pelo software Stata 9.1

Ao analisar a Tabela 3 verifica-se que entre os 27 Estados, apenas 5 tiveram um aumento de pessoas que vivem com renda familiar per capita inferior à  $\frac{1}{8}$  do salário mínimo (R\$47,50) e, coincidentemente estes estados pertencem à região Norte do Brasil. Contudo, merecem destaques os estados de Santa Catarina, Tocantins, Minas Gerais e Paraná pela redução significativa do percentual de pessoas em condição de extrema indigência.

Ao analisar a renda média, novamente os estados do Acre, Amapá, Amazonas, Rondônia e Roraima tiveram decréscimo da renda familiar per capita. Neste último, a renda média decresceu 50,26%. Por outro lado, os estados do Piauí, Tocantins e Maranhão tiveram os maiores crescimento da renda familiar.

Em termos de redução da desigualdade, ela ocorreu em 22 Unidades da Federação, sendo que as quedas mais expressivas foram verificadas nos estados de Santa Catarina, Tocantins, Espírito Santo e Rondônia, exatamente nesta ordem. Todavia, o destaque negativo fica por conta do aumento de 17,28% da desigualdade da renda familiar *per capita* em Roraima.

Tabela 3: Taxas de crescimento da Extrema Indigência, Renda familiar per capita e do Índice de Gini

Unidades da Federação	Extrema Indigência			Renda familiar <i>per capita</i>			Índice de Gini		
	1995	2007	Δ	1995	2007	Δ	1995	2007	Δ
Acre	0.0841	0.1347	0.3756	489.04	396.44	-0.2336	0.5941	0.6224	0.0455
Alagoas	0.1602	0.1284	-0.2485	282.70	310.67	0.0900	0.6501	0.6162	-0.0550
Amapá	0.0523	0.0805	0.3500	405.35	383.87	-0.0560	0.5419	0.5273	-0.0277
Amazonas	0.0842	0.1004	0.1612	392.20	334.51	-0.1725	0.5857	0.5664	-0.0341
Bahia	0.1720	0.0918	-0.8742	248.03	319.07	0.2226	0.6121	0.5655	-0.0824
Ceará	0.1942	0.1208	-0.6076	246.42	293.34	0.1600	0.6271	0.5576	-0.1246
Distrito federal	0.0367	0.0308	-0.1933	866.53	1121.92	0.2276	0.5862	0.6175	0.0507
Espírito santo	0.0773	0.0402	-0.9199	429.15	523.07	0.1796	0.6056	0.5284	-0.1461
Goiás	0.0709	0.0369	-0.9224	371.22	532.27	0.3026	0.5597	0.5291	-0.0578
Maranhão	0.2650	0.1720	-0.5405	177.65	264.20	0.3276	0.5938	0.5711	-0.0397
Mato Grosso	0.0720	0.0384	-0.8753	388.28	471.13	0.1759	0.5600	0.5201	-0.0767
Mato Grosso do Sul	0.0560	0.0283	-0.9777	418.50	597.16	0.2992	0.5550	0.5684	0.0236
Minas Gerais	0.0795	0.0325	-1.4469	417.98	499.75	0.1636	0.5924	0.5212	-0.1366
Pará	0.0768	0.0647	-0.1882	484.46	652.12	0.2571	0.5812	0.5288	-0.0991
Paraíba	0.1723	0.1042	-0.6535	278.61	345.10	0.1927	0.6244	0.6055	-0.0312
Paraná	0.0628	0.0252	-1.4875	332.28	342.30	0.0293	0.5818	0.5371	-0.0832
Pernambuco	0.1265	0.1130	-0.1196	268.66	309.21	0.1311	0.5854	0.5681	-0.0305
Piauí	0.2550	0.1324	-0.9264	188.75	329.63	0.4274	0.5983	0.6054	0.0117
Rio de Janeiro	0.0352	0.0306	-0.1523	288.89	363.80	0.2059	0.6077	0.5725	-0.0615
Rio Grande do Norte	0.1284	0.1069	-0.2013	560.51	626.03	0.1047	0.5683	0.5093	-0.1158
Rio Grande do Sul	0.0438	0.0322	-0.3589	628.56	682.78	0.0794	0.5779	0.5532	-0.0446
Rondônia	0.0544	0.0579	0.0598	513.71	400.58	-0.2824	0.5918	0.5173	-0.1440
Roraima	0.0253	0.0759	0.6667	547.69	364.49	-0.5026	0.4376	0.5290	0.1728
Santa Catarina	0.0433	0.0117	-2.6834	544.11	691.41	0.2130	0.5413	0.4653	-0.1633
São Paulo	0.0341	0.0231	-0.4772	254.65	349.98	0.2724	0.5944	0.5481	-0.0845
Sergipe	0.1520	0.0864	-0.7588	697.37	708.72	0.0160	0.5404	0.5062	-0.0676
Tocantins	0.2102	0.0719	-1.9217	245.72	380.19	0.3537	0.6339	0.5527	-0.1469

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas informações da PNADs de 1995 e 2007

### 3.2 Elasticidades-Renda e Desigualdade da Extrema Indigência

Seguindo Datt & Ravallion (1992), as elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza podem ser derivadas a partir da classe de medidas proposta por Foster, Greer & Thorbecke (1984):

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

Tal que, LP é a linha de pobreza (neste caso, considerou-se 1/8 do salário mínimo, isto é extrema indigência) e  $y$  a renda dos indivíduos. É sabido que as medidas de pobreza conhecidas como P(0), P(1) e P(2) podem ser obtidas a partir de (1), quando  $\alpha$  assume os valores 0, 1 e 2, respectivamente. Para o primeiro caso, tem-se a medida de incidência da pobreza que é simplesmente a razão entre o número de indivíduos vivendo em situação de pobreza e a população total, ou simplesmente a *proporção de pobres* P(0). No caso de  $\alpha = 1$  tem-se o hiato da pobreza P(1), que mede a intensidade da pobreza e para  $\alpha = 2$ , o hiato da pobreza ao quadrado, P(2), que representa o grau de severidade.

Evidentemente que cada medida de pobreza apresentada dispõe de um conjunto de propriedades de forma cujas implicações recaem sobre a estimação na magnitude das elasticidades. Por exemplo, quando se utiliza P(2) no lugar de P(0), maior peso se dá aos indivíduos mais pobres, dentre aqueles considerados pobres. Assim, é de se esperar que o efeito do aumento da renda ou redução da desigualdade possa ter influência assimétrica entre os vários grupos de indivíduos pobres ou entre regiões com níveis distintos de desigualdade e pobreza.

Considere P(0), percebe-se que essa medida depende exclusivamente dos parâmetros de  $f(y)$ . Uma variação em seu valor pode ser resultado de uma variação tanto da média como nos demais parâmetros da distribuição de renda considerada. Assim, na medida em que a concentração de renda é função da variância e da assimetria de  $f(y)$ , pode-se assegurar que  $f(y)$  dependerá da renda média e da medida de concentração da distribuição. Desse modo, o efeito do crescimento da renda média sobre a pobreza, definida neste contexto como elasticidade renda-pobreza, pode ser medido por:

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

Sendo que,  $\bar{y}$  é a renda média, G é a medida de concentração da renda,  $f_{\bar{y}}(y)$  é a derivada da distribuição da renda em relação à  $\bar{y}$ ,  $f_G(y)$  é a derivada de  $f(y)$  em relação a G. Os valores de  $f_{\bar{y}}(y)$  dependem dos valores de  $y$ . Caso assumíssemos a validade da hipótese de Kuznets (1955), da curva do “U invertido”, o termo  $(dG/d\bar{y})$  seria diferente de zero e deste modo não se conseguiria isolar o efeito da renda sobre os níveis de pobreza.

Assumindo assim a inexistência de uma relação à priori entre  $P(0)$  e  $\int_0^{LP} f_{\bar{y}}(y)dy$ , o valor absoluto da elasticidade renda-pobreza tende a ser negativo. A magnitude dessa elasticidade depende inversamente do nível da desigualdade de renda existente, uma vez que o valor absoluto de  $\int_0^{LP} f_{\bar{y}}(y)dy$  é uma função decrescente da medida de concentração. Assim, uma maior (menor) elasticidade renda-pobreza seria atingida com menor (maior) desigualdade de renda.

Para o caso da elasticidade concentração-pobreza ela pode ser obtida a partir de (1) pela seguinte expressão

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

Supondo não haver também influência da desigualdade na renda média, pode-se verificar, a partir da expressão acima, que a concentração de renda tem uma relação direta com os níveis de pobreza o que estabelece uma elasticidade desigualdade-pobreza positiva. Isto sugere, por exemplo, que um aumento da concentração de renda em uma economia de renda média baixa levaria a maiores níveis de pobreza.

Neste aspecto, a literatura também não tem apresentado uma relação conclusiva entre o efeito da desigualdade sobre o crescimento da renda. Por exemplo, enquanto Alesina & Rodrik (1994) e Perotti (1996) atestam que a desigualdade de renda é inversamente relacionada com o crescimento subsequente, Alesina & Perotti (1996), Li & Zou (1998) e Forbes (2000) mostram que o coeficiente de Gini é positivamente relacionado com o crescimento econômico. Por outro lado, Barro (2000) e Lopez (2004b) não encontram relação entre desigualdade e crescimento da renda.

### 3.3 Modelo Teórico e Métodos de Estimação



Em conformidade com a disponibilidade dos dados, a estratégia econométrica adotada para estimar as elasticidades renda e desigualdade da extrema indigência consiste no emprego de modelos com dados em painel, uma vez que se utilizam 27 (vinte e sete) Estados e 12 (doze) períodos de pontos no tempo (série temporal), de 1995 a 2007.

Esse método de estimação possui algumas vantagens interessantes como maior quantidade de informação, maior variabilidade dos dados, menor colinearidade entre as variáveis, maior número de graus de liberdade. Desta maneira, pode-se afirmar que esta técnica gera uma maior eficiência dos estimadores.

O modelo econométrico utilizado para estimar as elasticidades-renda e desigualdade da extrema indigência segue a especificação empírica desenvolvida por Ravallion & Chen (1997), a qual possui a seguinte equação:

$$\ln EI_{it} = c_i + \phi \cdot \ln Y_{it} + \gamma \cdot \ln G_{it} + \delta \cdot t + u_{it} \quad i = 1, \dots, 27 \quad t = 1995, \dots, 2007 \quad (4)$$

Em que  $\ln EI$  é o logaritmo natural da extrema indigência,  $\ln Y$  é o logaritmo da renda média ( $Y$ ), e  $\ln G$  é o logaritmo do Índice de Gini ( $G$ ),  $t$  é uma tendência de tempo,  $u$  é o termo de erro aleatório, enquanto os subscritos  $i$  e  $t$  indicam a dimensão no seccional e a dimensão no temporal, respectivamente.

O interesse pela equação (4) reside em estimar os efeitos parciais das elasticidades renda e desigualdade em relação à extrema indigência. Contudo, a variável  $c_i$  é uma variável não observada; ou seja, ela representa a heterogeneidade não observada no modelo. Deste modo, este termo tenta captar as características não observáveis entre as observações dos estados. Além disso, é suposto que o efeito parcial de  $c_i$  é constante no tempo, entretanto, pode ser distinto entre os estados brasileiros.

O termo  $u_{it}$  é o erro estocástico, e tem como hipótese a exogeneidade estrita, isto é  $E(u_{it} | X_i, c_i) = 0$ . Sendo assim, o erro aleatório é não correlacionado com o as elasticidades renda e desigualdade da extrema indigência e não possui qualquer relação de dependência com a heterogeneidade não observada  $c_i$ .

Adams Jr. (2004), em estudo semelhante, sugeriu que a equação (4) seja preferencialmente estimada em primeira diferença (PD), isto permite controlar os efeitos da

heterogeneidade não observada, bem como os possíveis efeitos da existência de autocorrelação entre os erros.<sup>5</sup>

Ravallion & Chen (1997), por outro lado, optam por estimar a equação (4) por meio do método de efeitos fixos (EF), uma vez que estimar esta equação por PD possivelmente introduz um ruído branco. Neste procedimento, parte do ruído branco pode ser constituído por um erro de medida pela renda média, em função da utilização do consumo médio como variável *proxy*. Portanto, o erro de medida também estaria presente na variável de extrema indigência. Além disso, esse erro de medida estaria contemporaneamente correlacionado com o erro da regressão, o que abriria a possibilidade de haver correlação serial no modelo de primeira diferença (ADAMS Jr., 2004). Assim, temos que:

$$\Delta \ln P(\alpha)_{it} = \delta + \phi \cdot \Delta \ln Y_{it} + \gamma \cdot \Delta \ln G_{it} + e_{it} \quad i = 1, \dots, 27 \quad t = 1995, \dots, 2007 \quad (5)$$

Tal que  $e_{it} = u_{it} - u_{it-1}$ . A eficiência do estimador PD é garantida quando  $e_{it}$  é não autocorrelacionado; ou seja,  $u_{it}$  é um ruído branco.

De acordo com Wooldridge (2002), assumir que  $u_{it}$  é não autocorrelacionado é, muitas vezes, uma suposição forte. Deste modo, caso  $u_{it}$  seja um ruído branco, o estimador EF não será mais eficiente, o que torna relevante testar a hipótese nula de não autocorrelação dos erros no modelo de primeira diferença para que seja possível observar a existência ou ausência desta no modelo de efeitos fixos.<sup>6</sup>

Nestes termos, a escolha de qual abordagem utilizar será definida pelo teste de Hausman (1978), o qual tem como hipótese nula a não existência de correlação entre o termo do erro (componente idiossincrático) e as variáveis explicativas; ou seja, válida a abordagem de efeitos aleatórios. Portanto, é um teste de especificação entre efeito aleatório e efeito fixo.

---

<sup>5</sup> Uma outra vantagem desse método, segundo Adams Jr (2004), seria sua facilidade computacional, em detrimento ao método de efeitos fixos (EF). Wooldridge (2002) esclarece ao considerar uma amostra com apenas dois períodos no tempo,  $T = 2$ , ambos os métodos produzem estimadores idênticos, assim como suas estimativas. Já quando  $T \geq 3$ , a escolha entre os estimadores de efeitos fixos (EF) e primeira diferença (PD) dependerá das suposições em relação ao erro  $u_{it}$ . Em particular, sob a hipótese de exogeneidade estrita, condição de *rank* e não correlação serial, o estimador de efeitos fixos é o mais eficiente dentro da classe de estimadores que assumem  $E(u_{it} | X_i, c_i) = 0$ .

<sup>6</sup> Para uma descrição mais detalhada sobre os modelos de efeitos fixos (EF), efeitos aleatórios (EA) e em primeira diferença (PD) e como tratar o problema da heterogeneidade não observada ver Wooldridge (2002). Vale ressaltar que o não controle desse problema tem como consequência a estimação de parâmetros inconsistentes.

Diante do exposto acima, a próxima seção se reserva à apresentação das estimativas dos parâmetros via efeitos fixos ou aleatórios e em primeira diferença, indicando a existência ou não de correlação serial do erro na equação (4).

## 4 Análise e Discussão dos Resultados

Este capítulo apresenta os resultados das estimativas das elasticidades renda e desigualdade da extrema pobreza considerando a amostra plena (Brasil), e de forma separada, agrupando os estados do Norte e Nordeste em um grupo, e os das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, num outro. Sendo assim, serão apresentados três modelos, no entanto, foram estimados modelos EA, EF e PD. Não obstante, a análise será baseada em apenas uma especificação para cada região, que será definida pelos testes de Hausman (efeito fixo x efeito aleatório) e pelo teste de Wooldridge (efeito fixo x primeira diferença).

A opção por desagregar a amostra, deriva da possibilidade de se discutir políticas diferenciadas por regiões que estimulem o crescimento da renda média e/ou a diminuição da desigualdade de renda para os grupos de regiões. Além disso, a partir dessa desagregação pode-se verificar a existência de clubes de convergência em termos da renda *per capita*. Ademais, como será visto na seção seguinte, esses resultados reforçam a idéia de que no primeiro grupo de regiões, os níveis de pobreza são mais elevados do que os observados para o outro grupo.

A Tabela 4 reporta os modelos estimados considerando as três amostras, bem como os testes de especificação. Um primeiro resultado interessante que se observa em todas as amostras, em relação às elasticidades renda e desigualdade da extrema indigência é que elas são sensíveis (isto é, elásticas) às políticas de aumento da renda e de redução da desigualdade para redução da extrema indigência. Além disso, vale destacar que o efeito desigualdade é superior ao efeito renda; ou seja, políticas que contemplam mecanismos de redução da desigualdade de renda (índice de Gini) tendem a ser mais eficazes do que as políticas focadas apenas no aumento da renda.

Analisando os resultados para o Brasil (amostra plena) observa-se que o teste de Hausman indicou o modelo de efeitos aleatórios como a especificação mais adequada em detrimento dos efeitos fixos, por não rejeitar a hipótese nula ao nível de 5% de significância. Ao desagregar a amostra em grupos de Unidades da Federação, o teste de Hausman passa a indicar o modelo de efeitos fixos como a especificação mais adequada para o grupo composto pelas regiões Norte & Nordeste e, em relação ao Sul, Sudeste & Centro-Oeste, o teste de

Hausman sugere o modelo EF, no entanto, o teste de Wooldridge indica a presença de autocorrelação de ordem superior; logo, a necessidade de estimar o modelo PD para eliminar este componente inercial.

Tabela 4: Estimacões das Elasticidades-Renda e Desigualdade da Extrema Indigência para o Brasil, regiões Norte & Nordeste e Sul, Sudeste & Centro-Oeste.

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: Extrema Indigência		
	Brasil	Norte & Nordeste	Sul, Sudeste & Centro-Oeste.
	EA	EF	PD
Intercepto	6.0484* (0.4812)	5.9000* (0.2939)	- -
Renda Média	-1.0987* (0.0828)	-1.0560* (0.1087)	-1.2705* (0.1545)
Gini	3.6697* (0.2135)	3.3828* (0.2939)	2.7580* (0.3911)
Teste de Hausman	3.79 [0.1500]	10.28 [0.0059]	12.65 [0.0018]
Teste de Wooldridge	0.016 [0.9018]	1.828 [0.1978]	6.953 [0.0231]
Wald chi2(2)	659.87 [0.0000]	F(14, 163)= 34.55 [0.0000]	F(2, 11) = 38.80 [0.0000]
R2	0.6889	0.6472	0.3535
N	324	180	120
Número de Grupos	27	15	12

Fonte: elaborada pelo autor a partir dos resultados fornecidos pelo software Stata 9.1

Nota: os valores entre parênteses se referem aos erros-padrões, enquanto os do colchete reportam o p-valor.

(\*) denota a significância ao nível de 5%.

Ao analisar as elasticidades estimadas para o Brasil, observa-se que uma política (como por exemplo, aumento do salário-mínimo) que tende a aumentar a renda média em 10% reduz o continente populacional que se encontra na condição de extrema indigência em 11%. Já uma política que tem como instrumento a redução da desigualdade, como políticas educacionais, que reduza a desigualdade em 10% irá reduzir a extrema pobreza em 37% no Brasil. Nestes termos, sugerem-se políticas educacionais, por exemplo, uma vez que estas têm como resultado a redução da desigualdade mediante ao aumento da produtividade da força de trabalho.

Considerando a amostra composta pelas regiões Norte & Nordeste, nota-se que a elasticidade-desigualdade da extrema indigência é muito mais sensível ao comparar com a elasticidade-renda. Desta maneira, se pode dizer que a redução da desigualdade é mais eficaz para redução da extrema indigência nestas macro-regiões, haja vista que uma redução de 10% na desigualdade de renda (Índice de Gini) reduz a extrema indigência em 34%, enquanto um aumento de 10% da renda média reduz em 10.6% a extrema indigência nas regiões Norte & Nordeste.

Ao considerar o segundo grupo (Sul, Sudeste & Centro-Oeste) cabe destacar o aumento da elasticidade-renda e a redução da elasticidade-desigualdade, em comparação com a amostra plena e com o primeiro grupo; mesmo assim, o efeito da desigualdade é superior ao efeito renda, assim como nas outras duas análises. Todavia, esse resultado implicaria, por exemplo, que um aumento de 10% na renda média causaria uma redução média de 12,71% da extrema indigência nas regiões Sul, Sudeste & Centro-Oeste do Brasil, enquanto uma redução da desigualdade em 10% iria reduzi-la em 27,58%.

Após o Plano o Real se observa uma redução da desigualdade de renda, principalmente a renda do trabalho, e este processo tem se intensificado após 2001 e, ainda, como se observou nas estimativas anteriores, a elasticidade desigualdade impacta mais a redução da extrema indigência no Brasil.

Diante disso, e por este período coincidir com o governo dos Presidentes Fernando Henrique Cardoso 1995-2002 (FHC) e de Luiz Inácio Lula da Silva desde 2003 optou-se por criar uma variável *dummy* que assume valor igual a 1 no caso do Governo “Lula” e valor 0 no caso do Governo FHC, para averiguar qual desses governos tem impactado de forma mais significativa a redução da extrema indigência no Brasil.

Tabela 5: Estimações das Elasticidades-Renda e Desigualdade da Extrema Indigência e do Efeito Lula para o Brasil

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: Extrema Indigência		
	EF	EA	PD
Intercepto	6.1661* [0.4889]	5.9119* [0.4787]	- -
Renda Média	-1.1461* [0.0853]	-1.1027* [0.0819]	-1.2572* [0.2260]
Gini	3.3320* [0.2419]	3.3378* [0.2406]	3.2315* [0.4275]
Lula	-0.0579* [0.0206]	-0.0590* [0.0206]	0.0121 [0.0371]
Teste de Hausman		3.37 0.3386	- -
Teste de Wooldridge			0.003 0.9564
Teste de Wald	- -	683.99 0.0000	- -
Teste F	225.65 0.0000	- -	112.51 0.0000
R2	0.6972	0.6970	0.3277
N	324	324	270
Número de Grupos	27	27	27

Fonte: elaborada pelo autor a partir dos resultados fornecidos pelo software Stata 9.1

Nota: os valores entre parênteses se referem aos erros-padrões, enquanto os do colchete reportam o p-valor. (\*) denota a significância ao nível de 5%.

Sendo assim, foram estimados três modelos, EF, EA e PD, porém de acordo com o teste de Hausman a especificação apropriada deve ser o EA. Todavia, vale destacar que o efeito Lula é negativo e estatisticamente significativo sobre a extrema indigência para os modelos EA e EF. Desta forma, pode-se inferir que durante o Governo Lula a pobreza reduziu de forma sistemática no Brasil.<sup>7</sup>

Este resultado corrobora o estudo do IPEA<sup>8</sup> sobre a recente queda na desigualdade de renda no Brasil, e como ela se mostrou mais sensível para reduzir a pobreza. É salutar promover políticas que tenham como objetivo a redução da desigualdade, uma vez que esta teria efeito direto e indireto sobre a redução do contingente populacional que se encontra na situação de extrema indigência (isto é, pessoas com rendimento inferior a R\$47,50).

De uma maneira geral, os resultados sugerem que a redução da desigualdade tem um impacto muito mais expressivo na camada menos favorecida da população do que o aumento da renda média.

Diante disso, sugere-se que se deve maior peso às políticas focadas na redução da desigualdade como aumento na produtividade do trabalho, a qual pode ser derivada em função do aumento e da qualidade da escolaridade dos trabalhadores; assim como reduções nas imperfeições do mercado de trabalho, as quais derivam basicamente da discriminação racial e por gênero e da segmentação geográfica, entre urbana e rural e mercado formal e informal.

Também não se pode relevar os efeitos das políticas de transferências de renda, haja vista que estas exercem impacto imediato sobre a situação dos residentes em situação de extrema indigência, as quais consistem basicamente das transferências de renda pública como o programa Bolsa Família e dos programas de inclusão previdenciária que contemplam as pensões e aposentadorias.

---

<sup>7</sup> Foi estimado um modelo considerando o efeito Lula para a região Norte e Nordeste do Brasil, Tabela 9 – Anexo, no entanto, este efeito não foi estatisticamente significativo para nenhuma especificação (EF, EA e PD).

<sup>8</sup> Para maiores detalhes ver Nota Técnica nº 9 “Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil”. IPEA (2007).

## 5 Considerações Finais

A motivação desse trabalho consistiu em mensurar qual efeito, renda ou desigualdade, é mais eficaz na redução da extrema indigência no Brasil e suas regiões; ou seja, para reduzir o contingente populacional nesta condição deve-se estimular o crescimento da renda média ou promover ações públicas que visem à redução da desigualdade (concentração) da renda.

Para realização do exercício empírico, foram extraídas das PNADs de 1995 a 2007, a renda familiar *per capita*, o índice de Gini e a linha de pobreza que caracteriza a extrema indigência, a qual considera as pessoas que auferiram ganho inferior a 1/8 do salário mínimo *per capita* (R\$47,50 em reais de setembro de 2007). O modelo econômico da pobreza utilizado segue a especificação desenvolvida por Ravallion & Chen (1997), enquanto as técnicas econométricas empregadas consistem basicamente na utilização de dados em painel.

Os resultados deste exercício empírico apontaram que a redução da desigualdade exerce impacto mais significativo sobre a extrema indigência, do que o crescimento da renda média. E, ainda, foi constatado que estes efeitos se intensificam ao dividir a amostra em dois grupos, que podem ser considerados como clubes de convergência no Brasil. O primeiro consiste nos estados localizados nas regiões Norte & Nordeste, enquanto o segundo contempla as regiões Sul, Sudeste & Centro-Oeste. Além disso, pode-se dizer que o efeito do governo Lula é superior ao do Governo Fernando Henrique no combate a extrema indigência no Brasil.

Em termos de políticas públicas, vale destacar duas vertentes: a primeira consiste em analisar o aumento da renda do trabalho como redução da pobreza, enquanto a outra consiste basicamente nos programas de transferências de renda. Deste modo, as que se destinam ao mercado de trabalho como, por exemplo, a melhoria e aumento da educação formal dos trabalhadores, podem resultar em ganhos de produtividade e correções das imperfeições (discriminação) do mercado de trabalho no Brasil.

Em relação às políticas de transferências de renda, formadoras da renda não derivada do trabalho, que são de caráter assistencial, há de se considerar que elas, exercem papel crucial para a redução da desigualdade e isto, indiretamente, implica em redução do contingente populacional na situação de extrema indigência. Todavia, este tipo de política



deve ser entendido como uma medida de curto prazo, pois ainda não existem evidências de que sejam sustentáveis a longo prazo, enquanto as que exercem impacto na renda do trabalho poderiam ser consideradas políticas de longo prazo.

## Referências Bibliográficas

ANDRADE, E.; LAURINI, M., MADALOZZO, R.; PEREIRA, P. L. V. Convergence Clubs Among Brazilian Municipalities. **Economic Letters**, n. 83, p. 179-184, 2004.

ADAMS JR., R. H. Economic Growth, Inequality and Poverty: Estimating the Growth Elasticity of Poverty. **World Development**, v. 32, n. 12, p. 1989-2014, 2004.

ADELMAN, I.; MORRIS, C. T. **Economic Growth and Social Equity in Developing Countries**. Stanford: Stanford University Press, 1973.

ALESINA, A; RODRIK, D. Distributive Politics and Economic Growth. Quarterly. **Journal of Economics**, v. 109, n. 2, 1994.

ALESINA, A.; PEROTTI, R. Income Distribution, Political Instability, and Investment. **European Economic Review**, v. 40, n. 6, 1996.

BARRETO, F. A. F. D., FRANÇA, J. M. S.; OLIVEIRA, V. H. **Estimando as Elasticidades Renda-Pobreza e Desigualdade-Pobreza para as Regiões Brasileiras Pós-Plano Real**. CAEN/UFC. 2008.

BARRETO, F. A. F. D., C. A, MANSO; FRANÇA, J. M. S.; OLIVEIRA, V. H. **O que mais Impacta na Redução da Pobreza: é o Crescimento da Renda ou Redução da Desigualdade?** Estimativas para as Regiões Brasileiras. LEP/CAEN/UFC. 2009.

BARRETO, F. A. F. D., MANSO, C. A.; SANTOS, J. A. S. **O Mapa da Extrema Indigência no Ceará e o Custo Financeiro de sua Extinção**. LEP/CAEN/UFC. Relatório de Pesquisa n° 05. 2009.

BARRO, R. Inequality and Growth in a Panel of Countries. **Journal of Economic Growth**, n. 5, 2000.

BARROS, R P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA R. **A Estabilidade Inaceitável: Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, Texto para discussão, 800, 2001.

BARROS, R.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDOÇA, R. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 173-202, 2006.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **A Queda Recente da Desigualdade de Renda no Brasil**. IPEA, Texto para Discussão, n. 1258, 2007.

BHALLA, S. **Imagine There's no Country: Poverty, Inequality and Growth in the Era of Globalization**. Washington, DC: Institute for International Economics, 2002.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. Pearson. 4. ed. 2008.

BOURGUIGNON, F. **The Growth Elasticity of Poverty Reduction; Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods**. In T. Eicher and S. Turnovsky, eds. *Inequality and growth. Theory and Policy Implications*. Cambridge: The MIT Press., 2003.

BRUNO, M., RAVALLION, M.; SQUIRE, L. **Equity and Growth in Developing Countries: Old and New Perspectives on the Policy Issues**. In V. Tani & K-Y Chu (Eds.,) *Income Distribution and High Growth*. Cambridge, MA: MIT Press, 1988.

CHEN, S.; RAVALLION, M. What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty? **The World Bank Economic Review**, v. 11, n. 2, 1997.

CHENERY, H. B.; AHLUWALIA, M. S.; BELL, C. L. G.; DULOY, J. H.; JOLLY, R. **Redistribution with Growth**. Oxford: Oxford University Press of World Bank, 1974.

DENINGER, K.; SQUIRE, L. New Ways of Looking at Old Issues: Asset Inequality and Growth. **Journal of Development Economics**, 57. 1998.

DATT, G. e RAVALLION, M. Growth and Redistribution Component of changes in poverty measures: A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. **Journal of Development Economics**, v. 38, n. 2, p. 275-295, 1992.

DOLLAR, D.; KRAAY, A. Growth is Good for the Poor. **Journal of Economic Growth**, v. 7, n. 3, p. 195-225, 2002.

EASTERLY, W. Life During Growth: International Evidence on Quality of Life and Per Capita Income. **Journal of Economic Growth**, 4, 1999.

FORBES, K. A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth. **American Economic Review**, v. 90, n. 4, 2000.

GONDIN, J. L., BARRETO, F. A. F. D; CARVALHO, J. R. Condicionantes de Clubes de Convergência no Brasil. **Revista Estudos Econômicos**, v. 37, n. 1, 2007.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. Pearson Makron Books, 3. ed., 2000.

HOFFMANN, R. Desigualdade e Pobreza no Brasil no período 1970-1990. **Revista Brasileira de Economia**, v. 49, n. 2, p. 277-94, 1995.

HOFFMANN, R. Elasticidade da Pobreza em Relação à Renda Média e à Desigualdade no Brasil e nas Unidades da Federação. **Revista Economia**. 2005.

HOFFMANN, R. **Queda da Desigualdade da Distribuição de Renda no Brasil, de 1995 a 2005, e Delimitação dos Relativamente Ricos em 2005**. Em Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente. Organizadores: Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel, Gabriel Ulysea. Cap.1. Vol.1. IPEA. Brasília. 2006.

IM, K. S.; AHAN, S. C.; SCHMIDT P.; WOOLDRIGE, J. M Efficient Estimation of Panel Data Models with Strictly Exogenous Explanatory Variables. **Journal of Econometrics**, v. 93, n. 1, p. 177-201.

IPEA. **PNAD 2007: Primeiras análises. Pobreza e mudança social**. v. 1. 2007.

IPEA. **Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil**. Nota Técnica nº 9, 2007.

KAKWANI, N. **Poverty and economic growth: with application to Côte d'Ivoire**. Living Standarts Measument Study (LSMS), Working Paper, n. 63. Washington: The World Bank. 1990.

KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. **American Economic Review**, March, 1-28, 1955.

LI, H.; ZOU, H. Income Inequality is not Harmful for Growth: Theory and Evidence. **Review of Development Economics**, v. 2, n. 3, p. 318-34, 1998.

LIMA, F. SOARES, FLAVIO ATALIBA BARRETO E EMERSON MARINHO. **Impacto do Crescimento Econômico e da Concentração de Renda sobre o Nível de Pobreza dos Estados Brasileiros**. Anais do VII Encontro Regional de Economia, Fortaleza. 2003.

LOPEZ, H.; SERVEN, L. **The Mechanics of Growth-Poverty-Inequality Relationship**. The World Bank, 2004. (Mimeo)

MANSO, C. A.; BARRETO, F. A. F. D.; FRANÇA, J. M. S. **Foi o Crescimento Econômico Pós-Plano Real a Favor dos Mais Pobres?** Evidências para as regiões brasileiras a partir dos ganhos de produtividade no mercado de trabalho”. LEP/CAEN/UFC. Ensaio Sobre a Pobreza n° 15. 2008.

MENEZES, T. A.; PINTO, R. F. **É Preciso Esperar o Bolo Crescer, para Depois Repartir?** Anais do VIII Encontro Regional de Economia, Fortaleza, 2005.

MENG, X.; ROBERT, G.; YOUJUAN, W. Poverty, Inequality, and Growth in Urban China, 1986-2000. **Journal of Comparative Economics**, v. 33, p. 710-729, 2005.

MOSSI, M. B; AROCA, P.; FERNANDEZ, I. J. Growth Dynamics and Space in Brazil. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, p. 393-418, 2003

NEDER, H. D. **Desenvolvimento de metodologias estatísticas aplicadas aos dados das PNADs**. In Campanhola, C. & Graziano da Silva, J., editors, *O Novo Rural Brasileiro: Rendas das Famílias Rurais*. Embrapa, Brasília. v. 5, 2004.

NÉRI, M. C. **Desigualdade, Estabilidade e Bem-Estar Social**. Em *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Organizadores: Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel, Gabriel Ulyssea. Cap.3, v.1, IPEA. Brasília, 2006.

PEROTTI, R. Growth, Income Distribution and Democracy. **Journal of Economic Growth**, v. 1, p. 149-87, 1996.

PESSOA, A. S. **Existe um problema de desigualdade regional no Brasil?** In: Encontro Nacional de Economia, n.29, 2001.

RAVALLION, M. Can High-Inequality Developing Countries Escape Absolute Poverty? **Economic Letters**, v. 56, p. 51-57, 1997.

RAVALLION, M. Pro-Poor Growth: A Primer. The World Bank, **Policy Research Working Paper**, n. 3242. 2004.

RAVALLION, M.; DATT, G. Why Has Economic Growth been more pro-poor in some states of India than others?. **Journal of Development Economics**, v. 68, p. 381-400, 2002.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?** Editora FGV. 2ª Ed., 2005.

SANTOS, A. F. B. **Aumento da renda ou redução da desigualdade?** O que é mais eficiente no combate a pobreza: novas evidências para as zonas rurais, urbanas e metropolitanas no Brasil. Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia - CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2008.

SCHULTZ, T. PAUL. Inequality in the Distribution of Personal Income in the World: How Is It Changing and Why? **Journal of Population Economics**, v.11, n. 3, p. 307-344, 1998.

SON, H.; KAKWANY, H **Poverty Reduction: Do Initials Conditions Matter?** The World Bank, 2003. (Mimeo)

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. MIT Press, 2002.

WODON, Q. T. **Growth, Poverty, and Inequality: A Regional Panel for Bangladesh**. World Bank Policy Research Working Paper, n. 2072, 1999.

## Anexo

Tabela 6: Estimacões das Elasticidades-Renda e Desigualdade da Extrema Indigência para o Brasil

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: Extrema Indigência		
	EA	EF	PD
Intercepto	6.0484* (0.4812)	6.3162* (0.4916)	- -
Renda Média	-1.0987* (0.0828)	-1.1447* (0.0863)	-1.2663* (0.2039)
Gini	3.6697* (0.2135)	3.6607* (0.2142)	3.2240* (0.4112)
Teste de Hausman	3.79	Teste de Wooldridge	0.016
p-valor	(0.1500)	p-valor	(0.9018)
N	324	324	270
Número de Grupos	27	27	27

Fonte: elaborada pelo autor a partir dos resultados fornecidos pelo software Stata 9.1.

Nota: os valores entre parênteses se referem aos erros-padrões, enquanto os do colchete reportam o p-valor. (\*) denota a significância ao nível de 5%.

Tabela 7: Estimacões das Elasticidades-Renda e Desigualdade da Extrema Indigência para as Regiões Norte & Nordeste do Brasil

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: Extrema Indigência		
	EA	EF	PD
Intercepto	5.1302* (0.5742)	5.9000* (0.6158)	- -
Renda Média	-0.9249* (0.1014)	-1.0560* (0.1087)	-1.2503* (0.2996)
Gini	3.3752* (0.2963)	3.3828* (0.2939)	3.3960* (0.5566)
Teste de Hausman	10.28	Teste de Wooldridge	1.828
p-valor	(0.0059)	p-valor	(0.1978)
N	180	180	150
Número de Grupos	15	15	15

Fonte: elaborada pelo autor a partir dos resultados fornecidos pelo software Stata 9.1.

Nota: os valores entre parênteses se referem aos erros-padrões, enquanto os do colchete reportam o p-valor. (\*) denota a significância ao nível de 5%.

Tabela 8: Estimacões das Elasticidades-Renda e Desigualdade da Extrema Indigência para as Regiões Sul, Sudeste &amp; Centro-Oeste do Brasil

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: Extrema Indigência		
	EA	EF	PD
Intercepto	6.4908* (0.7965)	7.4811* (0.8304)	
Renda Média	-1.1867* (0.1372)	-1.3586* (0.1451)	-1.2705* (0.1545)
Gini	4.0774* (0.3107)	3.9827* (0.3075)	2.7580* (0.3911)
Teste de Hausman	12.65	Teste de Wooldridge	6.953
p-valor	(0.0018)	p-valor	(0.0231)
N	144	144	120
Número de Grupos	12	12	12

Fonte: elaborada pelo autor a partir dos resultados fornecidos pelo software Stata 9.1.

Nota: os valores entre parênteses se referem aos erros-padrões, enquanto os do colchete reportam o p-valor. (\*) denota a significância ao nível de 5%.

Tabela 9: Estimacões das Elasticidades-Renda e Desigualdade da Extrema Indigência para as Regiões Norte &amp; Nordeste do Brasil

Variáveis Explicativas	Variável Dependente: Extrema Indigência		
	EA	EF	PD
Intercepto	5.17033* (0.5748)	5.9417* (0.6160)	- -
Renda Média	-0.9418* (0.1024)	-1.0739* (0.1096)	-1.2285* (0.3202)
Gini	3.2436* (0.3181)	3.2431* (0.3158)	3.4192* 0.5849
Efeito Lula	-0.0321 (0.0284)	-0.0334 (0.0279)	0.0384 (0.0557)
Teste de Hausman	10.17	Teste de Wooldridge	1.289
p-valor	0.0171	p-valor	0.2753
N	180		
Número de Grupos	15		

Fonte: elaborada pelo autor a partir dos resultados fornecidos pelo software Stata 9.1.

Nota: os valores entre parênteses se referem aos erros-padrões, enquanto os do colchete reportam o p-valor. (\*) denota a significância ao nível de 5%.