



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ - UFC  
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN  
DOUTORADO EM ECONOMIA**

**CARLOS ALBERTO MANSO**

**ANÁLISE DO DESEQUILÍBRIO REGIONAL DE BEM-ESTAR NO BRASIL**

**FORTALEZA  
2010**

**CARLOS ALBERTO MANSO**

**ANÁLISE DO DESEQUILÍBRIO REGIONAL DE BEM-ESTAR NO BRASIL**

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

Orientador: Prof. Dr. Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto

**FORTALEZA  
2010**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Biblioteca Universitária  
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

---

- M249a Manso, Carlos Alberto.  
Análise do desequilíbrio regional de bem-estar no Brasil / Carlos Alberto Manso. –  
2010. 79 f. : il. color.
- Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia,  
Administração, Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia,  
Fortaleza, 2010.  
Orientação: Prof. Dr. Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto.
1. Desequilíbrio Regional. 2. Bem-Estar Social. 3. Mercado de Trabalho. I. Título.

CDD 330

---

**CARLOS ALBERTO MANSO**

**ANÁLISE DO DESEQUILÍBRIO REGIONAL DE BEM-ESTAR NO BRASIL**

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

Data de Aprovação: **20 de dezembro de 2010.**

**BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto  
Orientador

---

Prof. Dr. Emerson Luís Lemos Marinho  
Membro

---

Prof. Dr. João Mário Santos de França  
Membro

---

Prof. Dr. Ricardo Brito Soares  
Membro

---

Prof. Dr. Frederico Augusto Gomes de Alencar  
Membro

---

Prof. Dr. Arnaldo Santos  
Membro Convidado

## RESUMO

O problema do desequilíbrio regional brasileiro normalmente tem sido tratado na literatura nacional a partir de investigações que utilizam a renda e/ou PIB *per capita* como variáveis de análise. Para sociedades com baixos níveis de desigualdade, esse procedimento é uma boa representação do bem-estar social. Entretanto, para economias com elevados níveis de pobreza e desigualdade, a utilização da renda ou PIB pode não ser apropriada. Nesse sentido, esse artigo discute se a aproximação da renda *per capita* existente entre o Nordeste e o Sudeste brasileiro também vem ocorrendo em termos de bem-estar social. Para esse objetivo, duas medidas de bem-estar social são utilizadas: Sen (1977) e Kakwani e Son (2008). Os resultados apontam que, assim como ocorre com a renda *per capita*, também está havendo aproximação de bem-estar considerando a medida de Sen. Entretanto, quando se leva em conta o movimento da renda dos mais pobres, presente no segundo índice, constata-se um afastamento entre as duas regiões. As análises são feitas para o período de 1995 a 2009. Isso ocorre principalmente porque os ganhos de produtividade no mercado de trabalho no Sudeste beneficiaram proporcionalmente mais os trabalhadores de famílias mais pobres. Além disso, apesar do aumento da escolaridade entre os trabalhadores pobres ter sido maior no Nordeste, o retorno desta educação foi menor, o que contribuiu para uma menor produtividade no agregado. A pesquisa contribui também para a discussão sobre os determinantes da desigualdade de renda salarial ao utilizar-se da decomposição presente em Fields (2003) e baseada em Shorrocks (1982) para avaliar que a variável *educação* mostrou-se ser a mais importante para explicar tanto os níveis de desigualdade nas regiões quanto para determinar as mudanças na concentração da renda salarial no período.

**Palavras-chave:** Desequilíbrio Regional. Bem-Estar Social. Mercado de Trabalho.

## ABSTRACT

The problem of the Brazilian regional imbalance has usually been treated in the national literature from investigations that use income and / or GDP per capita as analysis variables. For societies with low levels of inequality, this procedure is a good representation of social welfare. However, for economies with high levels of poverty and inequality, the use of income or GDP may not be appropriate. In this sense, this article discusses whether the approximation of per capita income between the Northeast and Southeast Brazil has also been taking place in terms of social welfare. For this purpose, two measures of social welfare are used: Sen (1977) and Kakwani and Son (2008). The results show that, as with per capita income, there is also an approximation of well-being considering the Sen measure. However, when we take into account the income movement of the poorest, present in the second index, there is a gap between the two regions. The analyzes are done for the period 1995 to 2009. This is mainly because productivity gains in the labor market in the Southeast benefited proportionately more workers from poorer families. In addition, although the increase in schooling among the working poor was higher in the Northeast, the return of this education was lower, which contributed to lower productivity in the household. The research also contributes to the discussion on the determinants of wage income inequality using the decomposition present in Fields (2003) and based on Shorrocks (1982) to evaluate that the education variable proved to be the most important to explain both the levels of inequality in the regions and to determine the changes in the concentration of wage income in the period.

**Keywords:** Regional Imbalance. Social Welfare. Job market.

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	<b>6</b>
<b>2</b>	<b>RENDA, DESIGUALDADE, POBREZA E BEM-ESTAR SOCIAL</b> .....	<b>11</b>
<b>2.1</b>	<b>O Índice de Bem-Estar Social de Sen</b> .....	<b>19</b>
<b>2.2</b>	<b>A Medida da Intensidade do Crescimento “Pró-Pobre” de Kakwani e Son</b> .....	<b>22</b>
<b>3</b>	<b>AS FONTES DA RENDA FAMILIAR E A REDUÇÃO NA DESIGUALDADE</b> .....	<b>30</b>
<b>3.1</b>	<b>A Curva de Crescimento para Pobres de Son (2004)</b> .....	<b>30</b>
<b>3.2</b>	<b>A Metodologia de Decomposição do Índice de Gini</b> .....	<b>34</b>
<b>3.3</b>	<b>Os Resultados da Decomposição do Índice de Gini</b> .....	<b>36</b>
<b>4</b>	<b>OS EFEITOS DOS INDICADORES DE MERCADO SOBRE A RENDA SALARIAL</b> .....	<b>41</b>
<b>5</b>	<b>OS DETERMINANTES DA RENDA SALARIAL</b> .....	<b>49</b>
<b>5.1</b>	<b>A Metodologia de Decomposição da Desigualdade de Renda Salarial</b> ....	<b>49</b>
<b>5.1.1</b>	<b>Base de Dados</b> .....	<b>50</b>
<b>5.1.2</b>	<b>Estimação da Equação de Salários</b> .....	<b>53</b>
<b>5.1.3</b>	<b>Decomposição em Nível</b> .....	<b>58</b>
<b>5.1.4</b>	<b>Decomposição em Diferenças</b> .....	<b>60</b>
<b>6</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	<b>63</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b> .....	<b>67</b>
	<b>APÊNDICES</b> .....	<b>72</b>

## 1 INTRODUÇÃO

O problema do desequilíbrio regional no Brasil e a idéia da convergência entre as regiões têm sempre sido temas de grande interesse na pesquisa acadêmica no país e estão, na maioria das vezes, no centro das preocupações das ações públicas. De uma forma geral, as evidências apontam a existência de um processo, mesmo que lento, de aproximação entre os diversos estados brasileiros (FERREIRA; DINIZ, 1995; ELLERY; FERREIRA, 1996; FERREIRA, 1996, 1999, 2000; ZINI Jr., 1998).

No entanto, trabalhos mais recentes como Mossi *et al.* (2003), Andrade *et al.* (2004) e Gondim *et al.* (2007) sugerem que essa tendência vem ocorrendo em termos de *clusters* espaciais em que um grupo de baixa renda seria representado pelas regiões Nordeste e Norte e um outro, de renda mais elevada, pelas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste - a Figura 1 evidencia estes grupos a partir da evolução do PIB *per capita*, na série recente, de 1995 a 2007; a Figura 2, por sua vez, mostra os grupos na perspectiva da distribuição da renda pessoal de 1995 a 2009. Nessa direção, evidências semelhantes são também observadas em nível mundial, como sugerido por Jones (1997).

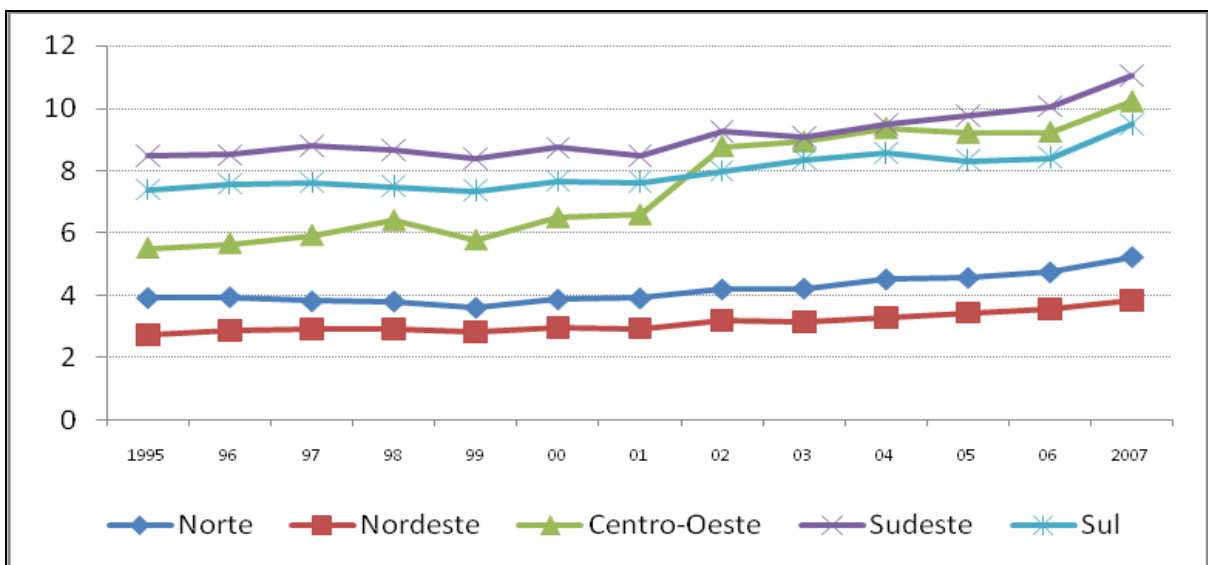


Figura 1 – Evolução do PIB *per capita*, Regiões Brasileiras, 1995 a 2007

Fonte: elaboração do autor a partir de série obtida no IPEADATA

Nota: valores em reais de 2000 (mil), deflacionados pelo deflator implícito do PIB Nacional



A despeito da importância que a renda *per capita* possa ter na análise de convergência e, por conseqüência, sobre considerações de bem-estar, esse tipo de investigação torna-se menos relevante quando os níveis de desigualdade e pobreza numa economia são muito elevados e sofrem grandes variações no período de investigação. Como bem documentado em Barros *et al.* (2006) e Neri (2006), a desigualdade no Brasil passa por um processo de significativo declínio desde 2001, mas apesar desse progresso, dos 126 países para os quais existem estatísticas sobre o coeficiente de Gini, 90% têm distribuição menos concentrada do que o Brasil.

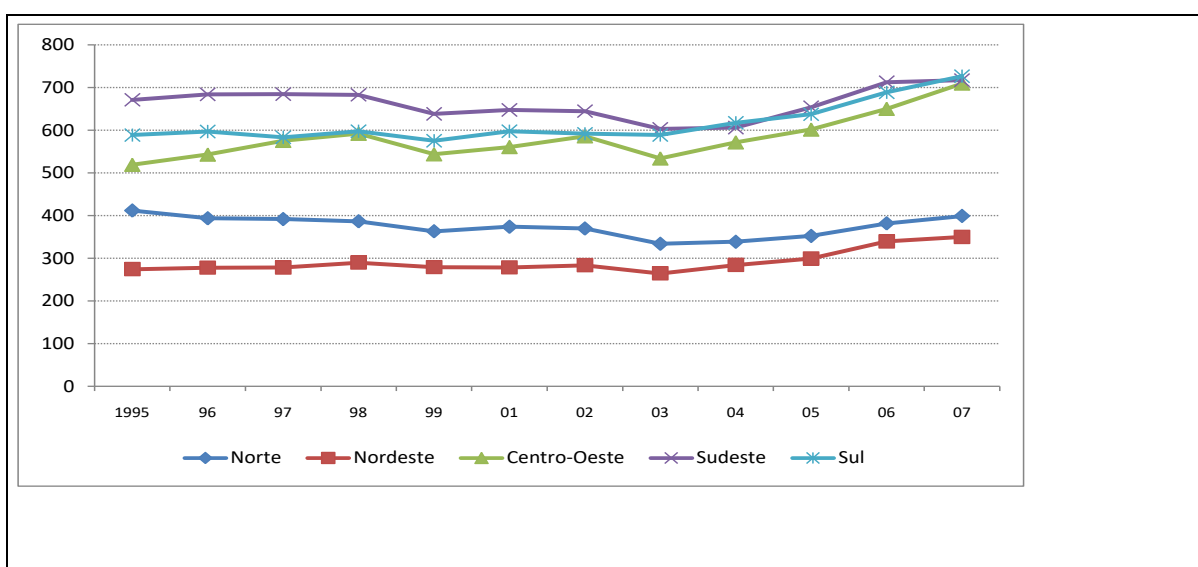


Figura 2 – Evolução da Renda Familiar *per capita*, Regiões Brasileiras, 1995 a 2009

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

Nota: valores em reais de setembro de 2009, deflacionados pelo INPC

Por outro lado, essa situação é agravada quando se examina o problema da desigualdade na perspectiva regional. Comparando-se Nordeste e Sudeste, constata-se que, em 2001, a primeira região possuía quase 60% dos seus habitantes no terço inferior da renda – o que representa 49,2% da população de todo país – enquanto que, no Sudeste, apenas 21,4% da população pertenciam a essa camada inferior de renda (IPEA, 2008). Nesta direção, as FIGURA 3 mostra a distribuição da população brasileira pobre em 1995 e 2009. Embora com as quedas nos indicadores de pobreza, especialmente a partir de 2001, devidas em parte às valorizações seguidas do salário mínimo e à expansão dos programas de transferência, a participação relativa da região Nordeste aumentou de 52% para 54%, enquanto que todas as regiões do grupo de renda alta apresentaram reduções

em suas participações relativas. Ademais, estes fatos ocorreram praticamente sem alterações na distribuição populacional entre as regiões, conforme mostrado na FIGURA 4.

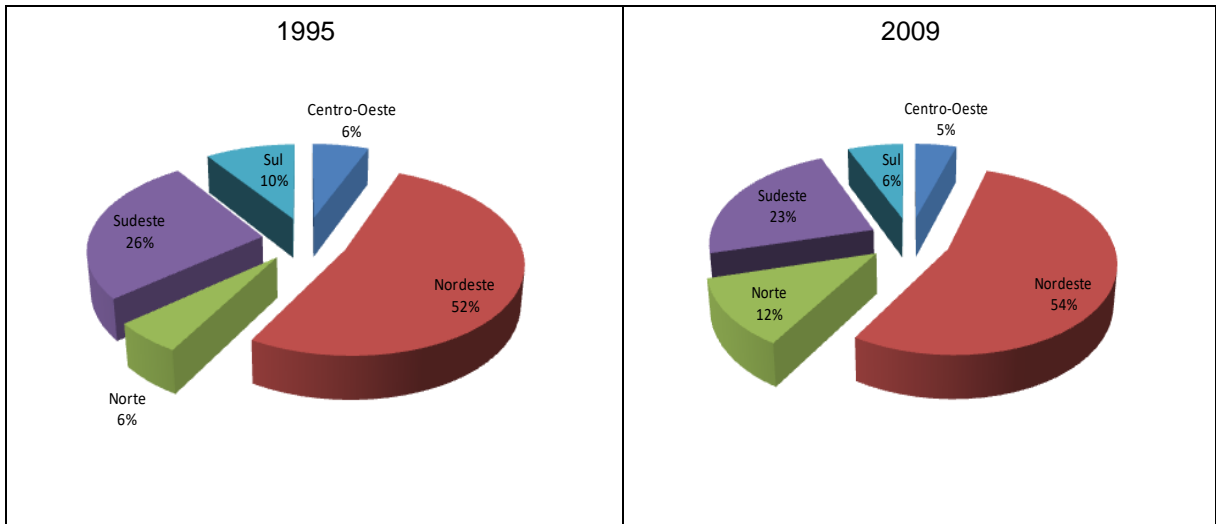


Figura 3 – Distribuição da População Brasileira Pobre, 1995 e 2009  
Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

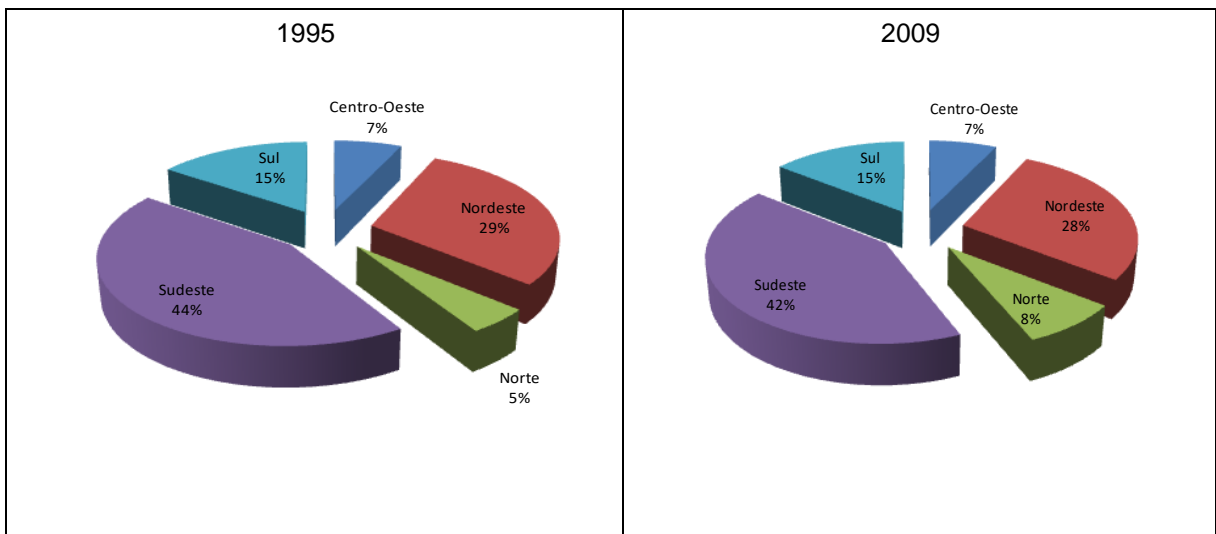


Figura 4 – Distribuição da População Brasileira, 1995 e 2009  
Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

Além disso, conforme será discutido mais adiante, as trajetórias de quedas da desigualdade e da pobreza entre as regiões também ocorrem de forma distinta. Essas evidências jogam luz na idéia de que, ao se examinar a existência de convergência de renda *per capita* entre regiões, é importante que se adicionem outras preocupações. Como bem lembrado em Wodon e Yitzhaki (2005), o crescimento da renda e a hipótese de convergência somente teriam sentido se

acompanhados de aumentos nos níveis de bem-estar e, no caso de sociedades muito desiguais, é premente a necessidade de se ponderar de forma distinta a evolução da renda entre as diversas camadas sociais.

Um ingrediente adicional nesse debate surge quando se pretende analisar o problema da aproximação de renda entre regiões em períodos de expansão e contração da atividade econômica nacional. Nesse sentido, se as regiões de um dado país possuem dinâmicas distintas, pode-se imaginar que as flutuações de renda nacional no curto prazo tenham rebatimentos distintos em cada localidade, não só em termos de renda, mas também no que concerne a indicadores de desigualdade, pobreza e bem-estar. Pode-se imaginar, por exemplo, que se uma região tem uma maior influência do mercado na sua atividade econômica, é de se esperar que num período de retração da renda nacional, seus níveis de renda e pobreza sejam mais afetados quando comparados a outra região com menor atividade empresarial. Além disso, os rebatimentos da renda nacional podem impactar distintamente as áreas censitárias – áreas metropolitanas, urbanas e rurais – de cada Macro-Região. Por essa razão, análises intra-regionais são também relevantes para melhor entendimento do problema de desequilíbrio de bem-estar das regiões.

Assim, dado o diferencial de desigualdade de renda e pobreza existente entre as regiões Nordeste e Sudeste é oportuno verificar como a renda nacional e seus movimentos ocorridos a partir de 1995 impactam o diferencial de renda e bem-estar nas regiões e, na perspectiva intra-regional, nas respectivas áreas censitárias. É evidente que essa discussão passa necessariamente por um bom entendimento do comportamento da renda entre as camadas mais pobres da população, em cada localidade, que por sua vez é conseqüência, em parte, do que vem ocorrendo no mercado de trabalho no que diz respeito ao comportamento de indicadores como taxa de desemprego, horas trabalhadas, produtividade e participação da força de trabalho. Nesta direção, para que se compreenda melhor o papel desempenhado pelas rendas advindas do trabalho e das outras rendas que ajudam a compor a renda das famílias, é necessário que se determine a importância relativa de cada fonte da renda familiar na redução de sua desigualdade.

A literatura nacional tem apontado que grande parte do diferencial de renda entre as regiões é sido explicada pelas disparidades educacionais (BARROS, 1993; BARROS; BARROS *et al.*, 1997; PESSOA, 2001; PESSOA *et al.*, 2007). A título de exemplo, Salvato *et al.* (2007), através de exercícios contrafactuais para o ano de 2005, mostra que mais de 50% do diferencial da renda do trabalho entre o Nordeste e o Sudeste são explicados pelas diferenças de escolaridade. Nessa direção, torna-se relevante investigar quais são os principais determinantes da desigualdade de renda salarial e que elementos motivaram sua queda recente. Assim, é necessário compreender os pesos relativos das variáveis que explicitem itens como a heterogeneidade, a segmentação e a discriminação dos salários.

Diante desses desafios, o presente estudo está organizado da seguinte forma: além da seção introdutória, a seção 2 apresenta os fatos estilizados dos movimentos de renda, desigualdade e pobreza, mostrando, em seguida, a evolução do bem-estar seguindo a metodologia de Sen (1977) e a partir de um índice de crescimento pró-pobre proposto por Kakwani e Son (2008). Na seção 3, utiliza-se a metodologia presente em Hoffman (2006) para se decompor as variações no índice de Gini da renda familiar *per capita*, determinando, dessa forma, os impactos relativos de cada fonte desta renda na redução recente de sua desigualdade. A seção 4 mostra a decomposição da renda salarial em indicadores de mercado e da produtividade dos trabalhadores em escolaridade e retorno médio por hora por ano de estudo, seguindo Kakwani, Neri e Son (2006). A seção 5, a partir de metodologia baseada em Fields (2003), apresenta os determinantes da desigualdade de renda salarial. Por fim, são apresentadas as principais conclusões da pesquisa.

## 2 RENDA, DESIGUALDADE, POBREZA E BEM-ESTAR SOCIAL

Esta seção apresenta a evolução das variáveis renda *per capita*, desigualdade – medida pelo índice de Gini -, pobreza – indicadores proporção de pobres e hiato quadrático de pobreza, apresentados em Foster, Greer e Thorbecke (1984) e denominados, respectivamente, por FGT(0) e FGT(2) – e bem-estar social, avaliado pelo índice de Sen (1977) e por um índice de crescimento pró-pobre proposto por Kakwani e Son (2008). O período de tempo inicia-se em 1995 – escolhido para que a amostra não fosse afetada diretamente pelo *boom* do mercado de trabalho e pela queda instantânea da pobreza pós-Plano Real (KAKWANI *et al.*, 2006) – e estende-se até 2009, ano da última Pesquisa por Amostra de Domicílios, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PNAD/IBGE). Em termos da abrangência geográfica, a pesquisa ocupa-se das regiões Nordeste e Sudeste – protagonistas do denominado desequilíbrio regional, sendo, respectivamente, as regiões de menor e maior renda do país - e de suas respectivas áreas censitárias (zonas metropolitanas, urbanas e rurais).

A análise começa pela TABELA 1, que mostra a evolução da renda familiar – soma de todos os rendimentos de todos os integrantes da família - *per capita*. Examinando-se, inicialmente, os ciclos da renda nacional, destacam-se 5 (cinco) períodos, sendo 3 (três) de expansão, 1995-1998, 1999-2002 e 2003-2009, e dois de contração, 1998-1999 e 2002-2003. Com relação a estes dois períodos de queda na renda nacional, o primeiro está relacionado à crise cambial - desvalorização do Real - e o segundo à iminência da eleição do Presidente Lula, quando o mercado teve receios quanto à manutenção da estabilidade macroeconômica.

<b>TABELA 1: Evolução da Renda Familiar <i>per capita</i>, Nordeste, Sudeste e Áreas Censitárias</b>								
Anos	Todas Áreas		Metropolitanas		Urbanas		Rurais	
	NE	SE	NE	SE	NE	SE	NE	SE
1995	274,64	671,35	463,49	832,62	304,90	608,46	139,93	260,02
1996	277,96	683,91	484,64	853,44	307,11	609,06	137,77	266,00
1997	278,52	684,78	480,96	833,05	308,54	632,33	133,38	266,71
1998	289,97	683,04	484,06	852,06	322,94	611,25	146,67	270,98
1999	279,26	638,31	458,89	763,28	309,68	597,96	144,79	275,92
2001	278,80	647,81	472,41	761,62	285,30	600,16	135,35	275,43
2002	283,89	644,90	468,27	759,72	299,05	595,91	132,20	256,71
2003	264,65	603,25	390,01	695,33	289,34	565,19	133,27	282,63
2004	284,48	606,42	431,37	692,25	305,26	574,26	141,17	294,47
2005	299,38	654,03	461,37	760,84	317,53	605,83	153,36	313,32
2006	339,58	712,41	498,35	819,93	372,68	667,62	165,10	338,68
2007	350,09	717,43	504,42	826,66	375,13	671,68	189,61	363,40
2008	376,15	750,30	556,60	851,63	396,33	711,46	201,67	368,21
2009	395,56	758,60	586,72	863,13	416,55	717,03	207,91	378,05
<b>Taxas Anuais de Crescimento (%) por Ciclos da Renda Nacional</b>								
<b>Expansão</b>								
1995-1998	1,81	0,58	1,45	0,77	1,92	0,15	1,57	1,38
1999-2002	0,55	0,34	0,67	-0,16	-1,16	-0,11	-3,03	-2,41
2003-2009	6,70	3,82	6,81	3,60	6,07	3,97	7,41	4,85
<b>Contração</b>								
1998-1999	-3,76	-6,77	-5,34	-11,00	-4,19	-2,20	-1,29	1,81
2002-2003	-7,02	-6,68	-18,29	-8,86	-3,30	-5,29	0,81	9,62
<b>Período Completo</b>								
1995-2009	2,61	0,87	1,68	0,26	2,23	1,17	2,83	2,67

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

Nota: valores em reais de setembro de 2009, deflacionados pelo INPC

Com relação aos níveis de renda, na TABELA 1 verifica-se para o ano de 2009 uma renda *per capita* de R\$ 395,56 para o Nordeste e de R\$ 758,60 para o Sudeste, o que estabelece para a renda média da região mais pobre uma fração igual a 53,14% da renda da região mais rica. Da mesma forma, observa-se que em 1995 esta fração equivalia a 40,90%. Assim, embora ainda com níveis desiguais, as regiões experimentam movimentos de aproximação em termos da renda *per capita*.

A idéia de convergência se torna ainda mais clara ao verificar-se na TABELA 1 que o Nordeste apresenta taxas de crescimento da renda superiores às do Sudeste em todos os períodos de expansão da renda brasileira e, ainda, nos períodos de contração, a renda nordestina retrai-se menos no período 1998-1999, porém ligeiramente mais no segundo período.

Em termos dos rebatimentos nas áreas censitárias de cada região, no período completo, observam-se taxas de expansão da renda no Nordeste mais expressivas do que no Sudeste, o que indica aproximação entre as regiões também nestes estratos geográficos. Este padrão de convergência se estabeleceu nos períodos de expansão da renda do país, sendo a única exceção o período de 1999-2002, em que houve retração da renda nas áreas urbanas e rurais de ambas as regiões, com queda maior no Nordeste. Por fim, nos períodos de contração da renda nacional, verifica-se decréscimo de renda também em todas as áreas das macrorregiões, única exceção feita ao período de 2002-2003, nas zonas rurais do Nordeste - em que houve ligeiro acréscimo de 0,81% - e do Sudeste, com expressivo aumento de 9,62%.

Dado que existe aproximação entre as regiões – e entre as respectivas áreas censitárias – em termos da renda *per capita*, é relevante observarmos o que ocorre em termos da concentração de renda, medida pelo índice de Gini e mostrada na TABELA 2. Em todo período, verifica-se que ambas as regiões possuem altos níveis de concentração – superiores a 50% - e, ainda, que o Nordeste apresenta os maiores valores. Considerando o ano de 2009, a diferença entre os índices das regiões é de aproximadamente 5 p.p. (NE 56,60% e SE 51,16%). Nesta direção, e na comparação entre as áreas censitárias, as zonas rurais de cada região apresentam os menores níveis de desigualdade – o índice de Gini na zona rural do Nordeste é aproximadamente 8 p.p. menor do que o da região como um todo, enquanto que o da zona rural do Sudeste é 7 p.p. abaixo do da região. As maiores concentrações de renda intra-regional acontecem nas áreas metropolitanas – em torno de 2 p.p. acima do índice regional. Nestas áreas, a diferença entre Nordeste e Sudeste está em torno de 4 p.p.. A maior diferença inter-regional ocorre nas cidades das zonas urbanas, com o índice nordestino sendo em torno de 7 p.p. maior do que o do Sudeste.

Com relação às taxas de crescimento, observa-se que no primeiro período de expansão da renda, a desigualdade no Sudeste reduz-se ligeiramente, enquanto que no Nordeste cresce, mas já no período seguinte (1999-2002) o movimento entre as regiões é inverso. Entretanto, no terceiro período de expansão há uma queda na desigualdade nas duas regiões, com a taxa de decréscimo do

Sudeste (-1,54% a.a) superando a do Nordeste (-0,88% ao ano). Quanto aos períodos de contração da renda nacional, verifica-se redução no índice de GINI nas duas regiões: no primeiro período há maior queda na concentração de renda do Sudeste, enquanto que no segundo, a maior redução ocorre no Nordeste.

**TABELA 2: Evolução do Índice de GINI da Renda Familiar *per capita*, Nordeste, Sudeste e Áreas Censitárias**

Anos	Todas Áreas		Metropolitanas		Urbanas		Rurais	
	NE	SE	NE	SE	NE	SE	NE	SE
1995	61,32%	57,08%	61,61%	56,43%	58,97%	54,38%	52,63%	52,95%
1996	62,87%	56,55%	63,17%	56,32%	60,53%	53,02%	53,97%	53,64%
1997	62,76%	56,91%	62,80%	56,72%	60,15%	53,96%	53,21%	53,26%
1998	62,02%	57,04%	62,53%	57,65%	59,06%	52,89%	53,99%	52,94%
1999	61,49%	56,33%	63,41%	56,54%	58,88%	53,40%	52,20%	53,52%
2001	61,10%	57,14%	63,55%	57,68%	57,95%	54,51%	50,51%	54,74%
2002	60,67%	56,70%	63,05%	57,39%	58,38%	54,16%	46,96%	50,27%
2003	59,68%	56,11%	61,42%	57,01%	58,43%	53,60%	48,28%	53,26%
2004	59,45%	54,59%	61,69%	55,64%	57,93%	52,24%	46,95%	50,07%
2005	58,37%	54,67%	60,72%	56,27%	56,18%	51,50%	47,84%	50,62%
2006	58,44%	54,04%	59,10%	55,48%	57,09%	51,41%	47,61%	47,33%
2007	57,52%	52,48%	58,42%	54,39%	56,07%	49,28%	49,82%	48,51%
2008	56,56%	51,84%	58,66%	53,28%	54,14%	49,18%	48,97%	47,32%
2009	56,60%	51,16%	57,80%	53,41%	54,90%	47,97%	47,77%	43,99%
<b>Taxas Anuais de Crescimento (%) por Ciclos da Renda Nacional</b>								
<b>Expansão</b>								
1995-1998	0,38	-0,03	0,49	0,71	0,05	-0,93	0,85	0,00
1999-2002	-0,45	0,22	-0,19	0,50	-0,29	0,47	-3,52	-2,09
2003-2009	-0,88	-1,54	-1,01	-1,09	-1,04	-1,85	-0,18	-3,19
<b>Contração</b>								
1998-1999	-0,86	-1,24	1,40	-1,95	-0,29	0,98	-3,36	1,09
2002-2003	-1,64	-1,05	-2,61	-0,66	0,09	-1,04	2,76	5,77
<b>Período Completo</b>								
1995-2009	-0,57	-0,78	-0,46	-0,39	-0,51	-0,90	-0,69	-1,32

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

Pode-se deduzir, segundo esses movimentos, que não existe um padrão comum de comportamento da desigualdade nas fases de expansão ou contração da renda do país. Entretanto, quando se conciliam as informações relativas à evolução da desigualdade com a da renda, percebe-se que em períodos de acelerada expansão, como no último, a desigualdade no Sudeste cai mais fortemente. No período completo, verifica-se queda na desigualdade nas duas regiões e em todas as suas três subdivisões, com o Sudeste apresentando os maiores decréscimos.



A única exceção a este fato ocorre nas regiões metropolitanas, em que o Nordeste, com uma taxa anual de -0,46%, supera a taxa de -0,39% a.a. do Sudeste. Desta forma, os resultados para a concentração de renda determinam um distanciamento entre as regiões.

O entendimento do padrão de rebatimentos regionais de movimentos da renda nacional em termos de renda *per capita*, desigualdade, pobreza e bem-estar, é de natureza muito complexa, pois depende de vários cenários. Por exemplo, se o período de expansão da economia brasileira estiver sendo motivado por uma maior demanda de produtos agrícolas, as regiões e setores do mercado de trabalho que estiverem dedicados a essa atividade seriam relativamente mais beneficiados. Isso poderia contribuir para mudanças na composição da renda relativa entre os diversos segmentos, alterando, por sua vez, os indicadores de desigualdade e pobreza em cada região. Por outro lado, se a retração ocorresse por um aumento nos juros reais na economia, o impacto poderia ser outro, uma vez que aquelas regiões do país e setores que dependessem mais de crédito seriam mais afetadas, com conseqüências diretas sobre o mercado de trabalho nessas localidades. Nesse contexto, a dinâmica da renda pode ter reflexos imediatos e distintos sobre os níveis de desigualdade e pobreza em cada região. A literatura tem sido pródiga em mostrar as inter-relações dessas variáveis (RAVALLION, 2001; BOURGUIGNON, 2004; ADAMS, 2004; SON, 2007; WAL, 2008).

A TABELA 3 ilustra o comportamento da pobreza<sup>1</sup> tomando por base o índice conhecido como proporção de pobres - ou ainda FGT(0) -, que reflete a extensão da pobreza. Inicialmente, percebe-se que os níveis no Nordeste são bem superiores aos do Sudeste – no ano de 2009, a proporção de pobres do Nordeste é 3,5 vezes a do Sudeste. Em termos das áreas censitárias, observa-se, para ambas as regiões, que as extensões da pobreza são menores nas zonas metropolitanas, seguidas das áreas urbanas e das zonas rurais – que apresentam níveis 1,54 vezes maior no Nordeste e 2,24 vezes maior no Sudeste, na comparação com os respectivos valores das regiões.

---

<sup>1</sup> Utilizam-se neste trabalho as linhas de pobreza regionalizadas presentes em Neri (2007). Todas as linhas foram deflacionadas pelo INPC, conforme metodologia presente em Corseuil *et all* (2002), da mesma forma do que ocorreu com as diversas rendas.

<b>TABELA 3: Evolução da Proporção de Pobres (FGT(0)), Nordeste, Sudeste e Áreas Censitárias</b>								
Anos	Todas Áreas		Metropolitanas		Urbanas		Rurais	
	NE	SE	NE	SE	NE	SE	NE	SE
1995	49,73%	17,15%	31,42%	11,06%	44,01%	17,21%	66,17%	42,40%
1996	49,76%	16,63%	30,41%	11,30%	44,37%	16,53%	66,69%	40,19%
1997	51,34%	16,60%	32,08%	11,75%	45,46%	15,86%	69,06%	41,20%
1998	47,08%	16,25%	30,43%	11,63%	39,61%	16,15%	65,30%	37,06%
1999	49,30%	17,08%	33,28%	12,70%	43,63%	17,08%	65,01%	36,40%
2001	47,99%	17,26%	33,27%	14,04%	43,90%	17,03%	65,22%	38,46%
2002	47,37%	16,50%	32,17%	13,43%	43,11%	16,41%	65,34%	36,90%
2003	49,22%	18,06%	36,58%	15,77%	44,96%	17,52%	65,71%	36,51%
2004	45,74%	15,93%	33,80%	13,95%	41,47%	15,37%	62,24%	32,83%
2005	42,74%	14,03%	30,14%	11,98%	38,29%	13,54%	59,51%	30,43%
2006	37,18%	11,56%	25,14%	10,04%	31,76%	11,25%	55,87%	23,94%
2007	34,66%	10,45%	23,30%	8,89%	30,55%	10,16%	50,71%	22,64%
2008	30,92%	8,73%	20,22%	7,58%	26,24%	8,12%	48,08%	20,78%
2009	29,29%	8,32%	17,80%	7,42%	25,61%	7,75%	45,35%	18,63%
<b>Taxas Anuais de Crescimento (%) por Ciclos da Renda Nacional</b>								
<b>Expansão</b>								
1995-1998	-1,83	-1,79	-1,06	1,65	-3,51	-2,11	-0,44	-4,49
1999-2002	-1,33	-1,14	-1,14	1,87	-0,40	-1,32	0,17	0,46
2003-2009	-8,66	-12,92	-12,01	-12,55	-9,38	-13,59	-6,18	-11,21
<b>Contração</b>								
1998-1999	4,60	4,97	8,96	8,82	9,68	5,57	-0,45	-1,81
2002-2003	3,84	9,01	12,86	16,05	4,20	6,52	0,56	-1,08
<b>Período Completo</b>								
1995-2009	-3,78	-5,17	-4,06	-2,85	-3,87	-5,70	-2,70	-5,87

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

Com relação às variações no índice FGT(0), verifica-se, no período completo, que há redução da pobreza nas duas regiões e em suas respectivas áreas censitárias, com as taxas de decrescimento do Sudeste superando as do Nordeste. A única exceção, da mesma forma do que ocorrera com a desigualdade de renda, aconteceu nas zonas metropolitanas, em que a queda anual do Nordeste (-4,06%) superou os -2,85% a.a. da região Sudeste. Porém, no período mais recente, 2003-2009, o desempenho da região Sudeste foi melhor, inclusive nestas áreas metropolitanas. Aliás, este período de 2003-2009 que, conforme visto nas TABELAS 1 e 2, apresentou as maiores taxas de crescimento da renda e as mais expressivas reduções da desigualdade, obteve as maiores reduções na extensão da pobreza. Dado que a medida de pobreza é determinada pela renda média e pela estrutura de distribuição desta renda, esse resultado era, obviamente, esperado.

O índice proporção de pobres determina a extensão da pobreza na medida em que é construído como a razão entre o número de pessoas pobres e a população. Assim, uma limitação evidente deste indicador é não conseguir captar as mudanças nas rendas dos indivíduos que estão abaixo da linha de pobreza. Por essa razão, utiliza-se neste estudo outro indicador de pobreza, denominado hiato quadrático - ou FGT(2) -, cuja construção se baseia no quadrado da distância entre a renda do indivíduo e a linha de pobreza e permite, assim, que se incorporem ao índice os movimentos da renda das pessoas abaixo da linha de pobreza e, além disso, que se dê maior peso aos indivíduos com maiores níveis de privação. Por essa razão, o indicador avalia o grau de severidade da pobreza, posto que incorpora aspectos como extensão e intensidade das privações de renda. Os resultados para este indicador encontram-se na TABELA 4.

<b>TABELA 4: Evolução do Hiato Quadrático de Pobreza (FGT(2)), Nordeste, Sudeste e Áreas Censitárias</b>								
Anos	Todas Áreas		Metropolitanas		Urbanas		Rurais	
	NE	SE	NE	SE	NE	SE	NE	SE
1995	15,68%	4,91%	8,53%	3,77%	12,24%	4,60%	23,68%	10,90%
1996	17,24%	4,83%	9,75%	3,78%	13,66%	4,42%	25,58%	11,21%
1997	16,98%	5,05%	9,71%	4,34%	13,45%	4,37%	25,36%	11,02%
1998	15,24%	5,03%	9,85%	4,32%	11,50%	4,44%	22,88%	10,61%
1999	15,49%	5,12%	10,23%	4,36%	12,58%	4,51%	22,05%	10,96%
2001	16,06%	5,78%	10,70%	5,49%	13,95%	5,27%	23,49%	10,84%
2002	14,83%	5,11%	10,21%	4,76%	12,78%	4,73%	21,61%	9,86%
2003	15,93%	5,48%	12,39%	5,51%	13,65%	4,84%	22,53%	9,57%
2004	14,12%	4,58%	10,46%	4,80%	12,20%	4,00%	20,28%	7,15%
2005	12,88%	3,92%	9,27%	3,90%	10,92%	3,50%	18,91%	6,92%
2006	11,00%	3,41%	7,38%	3,45%	8,85%	3,09%	17,54%	5,37%
2007	10,73%	3,18%	7,20%	3,32%	9,14%	2,81%	16,30%	4,83%
2008	8,79%	2,79%	6,05%	2,67%	6,95%	2,59%	14,41%	5,06%
2009	8,70%	2,70%	5,69%	2,79%	7,20%	2,40%	13,97%	4,33%
<b>Taxas Anuais de Crescimento (%) por Ciclos da Renda Nacional</b>								
<b>Expansão</b>								
1995-1998	-0,95	0,80	4,79	4,59	-2,07	-1,18	-1,14	-0,91
1999-2002	-1,44	-0,04	-0,05	2,90	0,53	1,60	-0,67	-3,51
2003-2009	-10,09	-11,75	-12,98	-11,33	-10,65	-11,69	-7,97	-13,24
<b>Contração</b>								
1998-1999	1,59	1,63	3,75	0,93	8,93	1,54	-3,70	3,27
2002-2003	7,17	6,90	19,35	14,72	6,56	2,26	4,14	-3,01
<b>Período Completo</b>								
1995-2009	-4,21	-4,26	-2,90	-2,13	-3,79	-4,65	-3,77	-6,60

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

As principais observações sobre os níveis de severidade da pobreza são próximas das já realizadas para o índice FGT(0), ou seja, a medida do Nordeste superando algumas vezes a do Sudeste, assim como as áreas rurais apresentando

os maiores e as regiões metropolitanas os menores valores. Com relação às taxas de crescimento, no período completo, os resultados também sugerem melhores desempenhos da região Sudeste em todas as áreas, com exceção das zonas metropolitanas. Porém, o que se acrescenta na análise é que, relativamente às taxas do indicador FGT(0), as diferenças entre os desempenhos das regiões são menores para o FGT(2). Portanto, quando a medida de pobreza dá maior peso aos indivíduos mais carentes, o distanciamento entre as regiões Nordeste e Sudeste ocorre de forma mais lenta.

Neste ponto da análise, algumas observações sobre as evoluções da renda, desigualdade e pobreza devem ser destacadas. Na TABELA 1, no primeiro período de expansão, o Nordeste apresentou uma variação na renda mais que três vezes a da região Sudeste (taxas de 1,81% contra 0,58% a.a.), mas a redução na proporção de pobres – TABELA 3 - nessa região foi apenas ligeiramente superior a que aconteceu no Sudeste (taxas de -1,83% contra -1,79% a.a.). Grande parte desse resultado pode ser explicada pelo movimento da desigualdade, uma vez que enquanto no Nordeste ela cresceu 0,38% ao ano, na região Sudeste houve uma redução de -0,03% anuais.

Explicação semelhante pode ser dada para o período seguinte, o de contração, onde a renda no Sudeste caiu a -6,77% a.a., enquanto que no Nordeste a queda foi menor, de -3,76% anuais. No entanto, o aumento da pobreza nesse período nessas regiões teve comportamento de certa forma bem semelhante (NE 4,60% e SE 4,97% a.a.). A redução da desigualdade no Sudeste foi mais expressiva (-1,24% a.a. contra -0,86% anuais do Nordeste), o que compensou o maior impacto negativo do declínio da renda. Por fim, uma observação mais emblemática desse processo ocorre no período final de expansão da renda (2003-2009). Nesse caso, o Sudeste conseguiu reduzir mais expressivamente a pobreza do que o Nordeste, (-12,92% contra -8,66% anuais), tendo um crescimento bem menor na renda (3,82% contra 6,70% a.a.). Novamente, isso se deveu ao comportamento da desigualdade, que teve queda bem mais expressiva no Sudeste (-1,54% contra -0,88% anuais do Nordeste).

Observações semelhantes podem ser obtidas pelo leitor em termos das áreas censitárias e, também, utilizando-se a medida de pobreza hiato quadrático, da TABELA 4. Os resultados sugerem que é fundamental na análise do padrão de crescimento, o desempenho dos efeitos distributivos da renda, uma vez que o aumento desta variável tem seu efeito potencializado sobre a redução da pobreza se vier acompanhado pela redução da desigualdade.

Portanto, algumas evidências importantes são levantadas. Como discutido anteriormente, o Nordeste apresenta, nos períodos de expansão da renda, taxas superiores às do Sudeste e, nos períodos de recessão, elas se reduzem proporcionalmente menos. Isso sugere uma tendência de aproximação entre as duas regiões em termos de renda familiar *per capita*, fortalecendo a idéia de convergência entre elas. Entretanto, dados os diferenciais nos níveis da desigualdade e pobreza e nas suas dinâmicas, pode ser razoável pensar que os ganhos de renda estejam se traduzindo de forma diferente em termos de bem-estar social. Nesse sentido, numa primeira etapa é imperativo observar o comportamento do bem-estar social em cada região, de modo a verificar se a tendência de convergência na renda também está se traduzindo em aproximação em termos de ganhos de bem-estar.

Consideram-se, a título de avaliação da evolução do bem-estar entre as regiões Nordeste e Sudeste, e entre suas respectivas áreas censitárias, dois indicadores: o índice de Bem-Estar Social de Sen (1977) e uma medida de intensidade de crescimento “pró-pobre” dado por Kakwani e Son (2008), conhecida como *Poverty Equivalent Growth Rate* (PEGR).

## 2.1 O Índice de Bem-Estar Social de Sen

Sen (1977) constrói um índice de Bem-Estar ( $W$ ) a partir da seguinte relação entre renda ( $\mu$ ) e desigualdade ( $G$ ):

$$W = \mu(1 - \alpha G) \quad (1)$$

sendo  $\alpha$  um parâmetro de aversão à desigualdade.

Apresentada dessa forma, a medida de Sen representa a renda disponível na sociedade após a subtração dos efeitos da desigualdade, o que implica que as perdas sociais decorrentes da distribuição desigual entre os indivíduos equivalem à distância entre a renda média e o bem-estar social. Esse índice é calculado a partir da renda familiar *per capita*, tomando o parâmetro de aversão à desigualdade em (1) igual à unidade, ou seja,  $\alpha = 1$ . Ao supor isso, considera-se uma máxima aversão à concentração de renda. As informações sobre esse índice estão apresentadas na TABELA 5.

<b>TABELA 5: Evolução do Índice de Bem-Estar de Sen, Nordeste, Sudeste e Áreas Censitárias</b>								
Anos	Todas Áreas		Metropolitanas		Urbanas		Rurais	
	NE	SE	NE	SE	NE	SE	NE	SE
1995	106,23	288,11	177,94	362,78	125,09	277,60	66,29	122,35
1996	103,22	297,18	178,48	372,81	121,23	286,14	63,42	123,32
1997	103,72	295,08	178,92	360,55	122,94	291,13	62,40	124,67
1998	110,14	293,46	181,38	360,83	132,22	287,99	67,49	127,52
1999	107,55	278,72	167,90	331,74	127,33	278,62	69,21	128,24
2001	108,45	277,66	172,21	322,35	119,97	273,03	66,98	124,65
2002	111,66	279,23	173,04	323,71	124,47	273,18	70,11	127,66
2003	106,71	264,77	150,45	298,92	120,28	262,27	68,93	132,11
2004	115,35	275,39	165,25	307,08	128,42	274,24	74,89	147,04
2005	124,62	296,46	181,21	332,71	139,15	293,84	79,99	154,71
2006	141,13	327,43	203,82	365,06	159,94	324,42	86,50	178,40
2007	148,70	340,89	209,74	377,05	164,79	340,67	95,14	187,10
2008	163,39	361,33	230,10	397,90	181,76	361,53	102,90	193,96
2009	171,66	370,49	247,57	402,15	187,87	373,07	108,58	211,76
<b>Taxas Anuais de Crescimento (%) por Ciclos da Renda Nacional</b>								
<b>Expansão</b>								
1995-1998	1,21	0,61	0,64	-0,18	1,85	1,22	0,60	1,38
1999-2002	1,25	0,06	1,00	-0,82	-0,76	-0,66	0,43	-0,15
2003-2009	7,92	5,60	8,30	4,94	7,43	5,87	7,57	7,86
<b>Contração</b>								
1998-1999	-2,38	-5,15	-7,72	-8,41	-3,77	-3,31	2,52	0,56
2002-2003	-4,54	-5,32	-13,99	-7,97	-3,43	-4,08	-1,70	3,43
<b>Período Completo</b>								
1995-2009	3,43	1,80	2,36	0,74	2,91	2,11	3,53	3,92

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

Constata-se inicialmente que o índice de Sen para o Nordeste é sempre inferior ao do Sudeste, em todos esses anos, e em todas as áreas censitárias. Isso

ocorre tanto pelo fato da região Nordeste apresentar os menores de níveis de renda, quanto por possuir as maiores concentrações desta renda. Este fato estilizado está mostrado na FIGURA 4, em que as três curvas mais altas são relativas ao Sudeste, enquanto que as três curvas mais abaixo correspondem a áreas nordestinas.

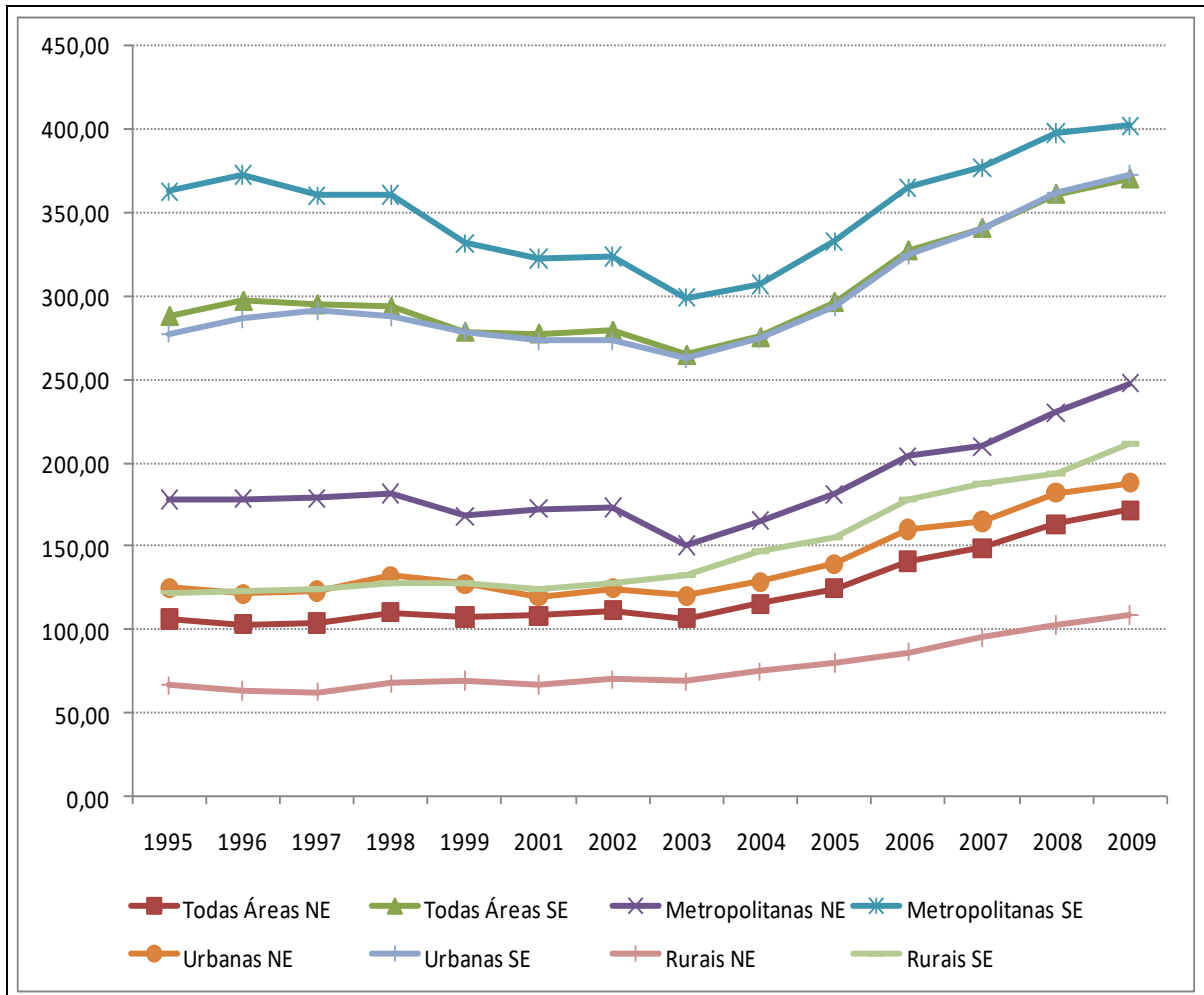


Figura 4 – Evolução do Bem-Estar de Sen, Nordeste, Sudeste e Áreas Censitárias  
Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

Quanto à possibilidade de estar havendo aproximação em termos de bem-estar, a região Nordeste apresenta taxas superiores às do Sudeste em cada período de expansão – a exceção ocorre nas zonas rurais do período 2003-2009, em que há ligeira superioridade do Sudeste (7,86% anuais contra 7,57% a.a.). Além do mais, nos períodos de contração, o Nordeste tem menor redução, de modo que, quando se analisa a taxa média de evolução no período completo, essa região teve um ganho de bem-estar de 3,43% ao ano, sendo quase o dobro do verificado no Sudeste (1,80% a.a.).

A justificativa para esse resultado vem do fato da desigualdade em todo o período ter, como visto anteriormente na TABELA 2, caído menos na região Nordeste (-0,57% ao ano) do que no Sudeste (-0,78% anuais) e, de forma mais importante, pela expansão da renda média no Nordeste, de 2,61% ao ano, bastante superior à do Sudeste, com 0,87% a.a. (TABELA 1). Nesse sentido, utilizando-se esse critério de bem-estar, pode-se afirmar que está havendo aproximação entre as regiões Nordeste e Sudeste semelhante ao que vem ocorrendo em termos de renda familiar *per capita*. De certa forma, esses resultados corroboram as evidências levantadas em Marinho *et al* (2004) que, utilizando o mesmo indicador, apontam que durante a década de 1990 diversos estados nordestinos foram os mais eficientes na geração de bem-estar social.

Entretanto, um aspecto importante que se deve levar em conta em termos do índice de Sen é que ele pode estar melhorando em parte pela redução da desigualdade, a partir de uma menor participação na renda total das camadas mais ricas da população, mas também pelo aumento da renda média com menor intensidade para os mais pobres. Assim, esses possíveis efeitos, tomados em conjunto, são pouco informativos sobre a evolução da renda nas camadas mais pobres da população. Ademais, se considerarmos que as pessoas com menores rendas deveriam ter um peso maior no cálculo do bem-estar, por causa da maior vulnerabilidade social, é fundamental que o índice de bem-estar reflita essa necessidade. Para tanto, a metodologia de Kakwani e Son (2008) ajuda-nos a avaliar o movimento da renda e da desigualdade nessa perspectiva, ou seja, através da idéia de um padrão de crescimento da renda em que os benefícios aos mais pobres tenham maiores pesos relativos.

## **2.2 A Medida da Intensidade do Crescimento “Pró-Pobre” de Kakwani e Son**

A idéia da *Poverty Equivalent Growth Rate*, metodologia presente em Kakwani e Son (2008) procura incorporar os efeitos da expansão da renda nos níveis mais baixos da distribuição, na queda da desigualdade. Assim, ela sugere o cálculo de uma taxa hipotética de crescimento da renda ( $\gamma^*$ ) que resultaria num



nível semelhante de redução da pobreza, caso o crescimento da renda média  $\gamma$  não tivesse sido acompanhado de mudanças na desigualdade. Assim, esse ganho hipotético de renda poderia ser calculado a partir da expressão (2) abaixo:

$$\gamma^* = (\delta / \eta) \gamma \quad (2)$$

onde  $\delta$  é a elasticidade-pobreza total motivada pela expansão da renda média e da desigualdade e  $\eta$  elasticidade crescimento-pobreza. Assim, caso  $\gamma^* > \gamma > 0$ , a expansão da renda entre os mais pobres seria mais que proporcional ao da renda média da economia, o que provocaria evidentemente uma redução da desigualdade. A diferença entre  $\gamma^*$  e  $\gamma$  forneceria a intensidade do crescimento “pró-pobre” ocorrido e, por extensão, determinaria também uma medida de ganho de “bem-estar social”.

Para o cálculo efetivo da *PEGR* para as medidas FGT(0) e FGT(2) de pobreza, utilizamos as rendas médias  $\mu_1$  e  $\mu_2$  e as curvas de Lorenz  $L_1(p)$  e  $L_2(p)$ , respectivamente para os anos iniciais e finais. O método envolve os seguintes passos:

1º Determinação do grau de privação  $\theta = \int_0^z P(x) f(x) dx$ , onde  $P(x)$  é uma medida de pobreza de uma distribuição de rendimentos  $x$  de frequência  $f(x)$  e  $z$  representa a linha de pobreza.

2º Cálculo da taxa de crescimento da renda média por:  
 $\gamma = \ln(\mu_2) - \ln(\mu_1)$ .

3º A partir dos valores do índice de Pobreza nos anos iniciais e finais do período,  $\theta(z, \mu_1, L_1(p))$  e  $\theta(z, \mu_2, L_2(p))$ , e de valores contra factuais dessa medida,  $\theta(z, \mu_2, L_1(p))$  e  $\theta(z, \mu_1, L_2(p))$ , obtidos com renda média de um ano e curva de Lorenz de outro, calculam-se as estimativas para:

$$\eta = \frac{1}{2} [\ln(\theta(z, \mu_2, L_1(p))) - \ln(\theta(z, \mu_1, L_1(p))) + \ln(\theta(z, \mu_2, L_2(p))) - \ln(\theta(z, \mu_1, L_2(p)))] / \gamma \quad \text{e}$$

$$\zeta = \frac{1}{2} [\ln(\theta(z, \mu_1, L_2(p))) - \ln(\theta(z, \mu_1, L_1(p))) + \ln(\theta(z, \mu_2, L_2(p))) - \ln(\theta(z, \mu_2, L_1(p)))] / \gamma$$

4º Cálculo do valor total da elasticidade-pobreza ( $\delta$ ) pela soma entre as variáveis  $\eta$  e  $\zeta$

5º Cálculo do valor da PEGR, seguindo:  $\gamma^* = (\delta / \eta)\gamma$ .

Pode-se observar que para o cálculo das elasticidades acima foi considerada a elasticidade no arco, ou seja, ela é tomada na média em dois períodos, tanto para os valores de renda como para a curva de Lorenz. Esse procedimento evita que o ano inicial ou terminal possam influenciar de forma significativa seus valores, o que sub ou superestimaria os valores da renda hipotética, levando à conclusões incorretas<sup>2</sup>.

Os valores das diferenças entre as taxas de crescimento da PEGR ( $\gamma^*$ ) e da renda média ( $\gamma$ ) – que representam ganhos (+) ou perdas (-) de bem-estar pelo efeito da desigualdade - para as regiões Nordeste e Sudeste e respectivas áreas censitárias, considerando os indicadores de pobreza FGT(0) e FGT(2), estão apresentados, respectivamente, nas TABELAS 6 e 7<sup>3</sup>.

---

<sup>2</sup> A literatura tem usado com certa frequência essa forma de decomposição como pode ser atestada em Datt e Ravallion (1992) e Kakwani (2000).

<sup>3</sup> Os gráficos PEGR x Renda, para ambas as medidas de pobreza, estão nos APÊNDICES desta pesquisa.

**TABELA 6: Ganhos/Perdas (%) de Bem-Estar pelo efeito Desigualdade, Nordeste, Sudeste e Áreas Censitárias**  
*Poverty Equivalent Growth Rate (PEGR (Y\*)) - Taxa Anual de Crescimento da Renda Média (Y), FGT(0)*

Ciclos da Renda Nacional	Todas Áreas		Metropolitanas		Urbanas		Rurais	
	NE	SE	NE	SE	NE	SE	NE	SE
<b>Expansão</b>								
1995-1998	-0,20	1,09	-0,84	-2,17	0,88	0,90	-1,12	0,55
1999-2002	0,55	0,59	0,77	-1,82	1,70	2,11	2,77	2,07
2003-2009	1,82	4,28	2,48	4,50	2,24	4,14	0,53	3,47
<b>Contração</b>								
1998-1999	0,83	3,64	-1,28	5,53	-0,17	-2,95	1,99	-0,43
2002-2003	1,91	-0,76	6,79	-0,01	-0,92	-1,51	-1,85	-8,60
<b>Período Completo</b>								
1995-2009	1,02	1,72	1,00	1,68	0,84	1,55	0,72	1,73

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

**TABELA 7: Ganhos/Perdas (%) de Bem-Estar pelo efeito Desigualdade, Nordeste, Sudeste e Áreas Censitárias**  
*Poverty Equivalent Growth Rate (PEGR (Y\*)) - Taxa Anual de Crescimento da Renda Média (Y), FGT(2)*

Ciclos da Renda Nacional	Todas Áreas		Metropolitanas		Urbanas		Rurais	
	NE	SE	NE	SE	NE	SE	NE	SE
<b>Expansão</b>								
1995-1998	-0,98	-1,38	-5,82	-7,06	-0,24	0,93	-0,51	-0,66
1999-2002	0,71	-0,31	-0,62	-3,46	0,72	-1,34	3,62	5,21
2003-2009	2,29	8,33	6,74	10,64	2,97	7,23	-0,34	4,89
<b>Contração</b>								
1998-1999	2,37	5,11	1,73	9,76	-3,16	0,75	4,58	-4,51
2002-2003	0,59	-0,18	-1,49	-9,18	-2,32	3,24	-4,54	-7,37
<b>Período Completo</b>								
1995-2009	1,05	3,50	0,99	2,60	0,89	3,29	0,56	2,07

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

Para o primeiro período de expansão e considerando o índice FGT(0), o Nordeste apresentou perdas de bem-estar pelo efeito da concentração de renda nas áreas metropolitanas (-0,84% a.a.) e rurais (-1,12% anuais), além de ganhos nas áreas urbanas (0,88% ao ano), provocando perdas de -0,20% anuais na região como um todo. Estes resultados são inferiores ao Sudeste, com exceção das áreas metropolitanas, em que a região mais rica do país obteve perdas de bem-estar a uma taxa de -2,17% ao ano. Porém, na análise deste período considerando FGT(2), o Sudeste apresenta perdas mais significativas (-1,38% contra -0,98% ao ano), motivado pelo desempenho pior nas áreas metropolitanas e rurais.

No segundo período de expansão, e considerando FGT(0), a situação se inverte, com o Nordeste apresentando ganhos superiores ao Sudeste (0,55% contra 0,59% anuais), impulsionado pelo melhor desempenho nas áreas rurais (2,77% contra 2,07% a.a.), embora com resultados piores nas outras áreas. Os resultados relativos do Nordeste são ainda melhores neste segundo período de expansão, quando se utiliza o índice FGT(2) (0,71% contra -0,31% ao ano), motivados pelas menores perdas nas áreas metropolitanas (-0,62% contra -3,46% anuais) e maiores ganhos nas zonas urbanas (0,72% contra -1,34% a.a.). O Sudeste, porém, supera os ganhos de bem-estar do Nordeste para FGT(2) neste período, quando se leva em conta apenas as zonas rurais (5,21% contra 3,62% anuais).

No terceiro período de expansão, os ganhos do Sudeste superam significativamente os do Nordeste (4,28% contra 1,82% ao ano, para FGT(0) e 8,33% contra 2,29% a.a. para FGT(2)). Este padrão ocorre em todas as áreas censitárias e para ambas as medidas de pobreza, com a diferença de maior destaque acontecendo na medida FGT(2) para as zonas rurais (4,89% contra -0,34% anuais).

Em termos dos períodos de contração da renda, verifica-se que a recessão foi menos prejudicial aos indivíduos de menor renda em ambas as regiões, mas os efeitos adversos são menos intensos no Sudeste.

Seguindo novamente Kakwani e Son (2008), e considerando a equação (2) descrita anteriormente,  $\gamma^* = (\delta/\eta)\gamma$ , destacam-se os seguintes estilos de crescimento econômico e os cenários que eles descrevem:

- 1) **Pró-Pobre**: ocorre quando  $\gamma^* > \gamma > 0$ . Em um cenário de expansão da renda, os pobres se beneficiam proporcionalmente mais, havendo, portanto, redução da desigualdade.
- 2) **Tricke-Down**: ocorre quando  $0 < \gamma^* < \gamma$ . Este processo caracteriza-se pelo aumento da desigualdade, mesmo com expansão da renda média e de redução na pobreza.

- 3) **Empobrecedor** (Bhagwati, 1988): ocorre quando  $\gamma > 0$  e  $\gamma^* < 0$ . Mesmo com expansão da renda média, verificam-se aumentos na pobreza e na desigualdade.
- 4) **Recessão Fortemente Pró-Pobre** : ocorre quando  $\gamma < 0$  e  $\gamma^* > 0$ . Significa recessão na economia (redução da renda média) e também reduções na pobreza e na desigualdade.
- 5) **Recessão Pró-Pobre**: ocorre quando  $\gamma < \gamma^* < 0$ . Cenário de recessão econômica e aumento na pobreza, porém, os efeitos negativos são menores nos pobres.
- 6) **Recessão Anti-Pobre**: ocorre quando  $\gamma^* < \gamma < 0$ . Cenário de recessão econômica e aumentos na pobreza num padrão em que os pobres se beneficiam proporcionalmente menos.

As evoluções da PEGR e da renda média podem ser vistas nos APÊNDICES desta pesquisa. Com relação aos estilos do crescimento econômico para as medidas de pobreza FGT(0) e FGT(2), eles são sintetizados, respectivamente, nas TABELAS 6A e 7A, e a numeração dos estilos segue o quadro anteriormente descrito.

Observa-se na TABELA 6A que o período de expansão 2003-2009 foi pró-pobre em todas as áreas censitárias. Este fato determinou que o período completo, 1995-2009, também possa ser caracterizado como de expansão da renda com redução das desigualdades e conseqüente diminuição da pobreza. Além disso, verificam-se na TABELA 6A que são diversos os tipos de rebatimento regional dos cenários econômicos nacionais. Por exemplo, mesmo em um período de expansão da renda do país, 1999-2002, a região Sudeste em suas áreas metropolitanas experimentou recessão com aumento de desigualdades.

**TABELA 6A: Estilos de Crescimento Econômico, Nordeste, Sudeste e Áreas Censitárias**  
**Baseados em Kakwani e Son (2008), Índice FGT(0)**

Ciclos da Renda	Todas Áreas		Metropolitanas		Urbanas		Rurais		
	Nacional	NE	SE	NE	SE	NE	SE	NE	SE
<b>Expansão</b>									
1995-1998	(2)	(1)	(2)	(3)	(1)	(1)	(2)	(1)	
1999-2002	(1)	(1)	(1)	(6)	(4)	(4)	(5)	(5)	
2003-2009	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	
<b>Contração</b>									
1998-1999	(5)	(5)	(6)	(5)	(6)	(6)	(4)	(2)	
2002-2003	(5)	(6)	(5)	(6)	(6)	(6)	(3)	(2)	
<b>Período Completo</b>									
1995-2009	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

Estilos de Crescimento: (1) pró-pobre  
 (2) *tricke-down*  
 (3) empobrecedor  
 (4) recessão fortemente pró-pobre  
 (5) recessão pró-pobre  
 (6) recessão anti-pobre

O período completo também foi pró-pobre em todas as áreas censitárias utilizando-se a medida FGT(2), como pode ser visto na TABELA 7A. Um destaque, que por certo exige uma apropriada investigação, é o fato das zonas rurais no Nordeste terem apresentado estilo de crescimento *tricke-down* no período de 2003-2009, enquanto em todas as outras áreas de ambas as regiões o estilo de crescimento observado foi o pró-pobre.

**TABELA 7A: Estilos de Crescimento Econômico, Nordeste, Sudeste e Áreas Censitárias**  
**Baseados em Kakwani e Son (2008), Índice FGT(2)**

Ciclos da Renda	Todas Áreas		Metropolitanas		Urbanas		Rurais		
	Nacional	NE	SE	NE	SE	NE	SE	NE	SE
<b>Expansão</b>									
1995-1998	(2)	(3)	(3)	(3)	(2)	(1)	(2)	(2)	
1999-2002	(1)	(2)	(2)	(6)	(5)	(6)	(4)	(4)	
2003-2009	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(2)	(1)	
<b>Contração</b>									
1998-1999	(5)	(5)	(5)	(5)	(6)	(5)	(4)	(3)	
2002-2003	(5)	(6)	(6)	(6)	(6)	(5)	(3)	(2)	
<b>Período Completo</b>									
1995-2009	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

Estilos de Crescimento: (1) pró-pobre  
 (2) *tricke-down*  
 (3) empobrecedor  
 (4) recessão fortemente pró-pobre  
 (5) recessão pró-pobre  
 (6) recessão anti-pobre

Examinando-se, por fim, o período completo, pode-se constatar que a expansão da renda ocorreu de forma mais que proporcional nas faixas mais baixas de renda nas duas regiões, porém com mais intensidade no Sudeste, para ambos os índices. Essa evidência confronta-se com os resultados anteriores, que apontavam uma maior aproximação entre as regiões, tanto em termos de renda familiar *per capita* quanto do índice de bem-estar de Sen. Com essa nova medida, verifica-se que os ganhos de bem-estar na região Sudeste são mais intensos.

Na seção seguinte procurar-se-á entender, a partir da decomposição da renda familiar, que fontes dessa renda foram mais relevantes para explicar as reduções na desigualdade e, conseqüentemente, determinar o estilo de crescimento nas regiões e em suas áreas censitárias. O período escolhido é o de 2003-2009, por causa da superioridade de seus resultados em termos de renda, desigualdade, pobreza e bem-estar social. O objetivo é investigar o que vem contribuindo para esse suposto distanciamento entre as regiões.

### 3 AS FONTES DA RENDA FAMILIAR E A REDUÇÃO NA DESIGUALDADE

Os resultados discutidos na seção anterior mostraram que o período de 2003-2009 foi muito favorável para os mais pobres das regiões Nordeste e Sudeste, por causa da expansão da renda familiar *per capita* e, especialmente, por causa das reduções na desigualdade deste rendimento. Este estilo de crescimento com queda na concentração favoreceu ganhos de bem-estar em todas as áreas censitárias destas regiões. Além disso, os melhores resultados obtidos pela região Sudeste favoreceram o distanciamento das regiões em termos do bem-estar social. Nesta seção, far-se-á, a partir de Hoffmann (2006), a decomposição da desigualdade de renda familiar *per capita*, com o objetivo de encontrar a participação relativa de cada fonte de renda na redução da concentração de renda neste período de 2003 a 2009.

#### 3.1 A Curva de Crescimento para Pobres de Son (2004)

Antes, porém, para entendermos ainda melhor como o período de 2003-2009 favoreceu os mais pobres, iremos utilizar a “curva de crescimento para pobres”, proposta por Son (2004). Considerando  $y_{1q}$  e  $y_{2q}$ , respectivamente, as rendas médias dos “q% mais pobres”<sup>4</sup> de 2003 e de 2009, o crescimento (%) da renda média dos q% mais pobres é dado pela relação:

$$r_q = \left( \frac{y_{2q}}{y_{1q}} - 1 \right) \times 100 \quad (3)$$

Assim, a curva de Son (2004) é o lugar geométrico dos pontos  $(q, r_q(y_{1q}, y_{2q}))$  satisfazendo a equação (3), ou seja, é o gráfico que mostra como  $(r_q)$  varia em função da proporção acumulada da população  $(q)$ .

---

<sup>4</sup> Note, por exemplo, que se  $q = 30$ , então estamos tomando os 30% mais pobres. Dessa forma, é claro que se  $q = 100$ , então tem-se a renda média da população.



A FIGURA 5 mostra esta curva para as regiões Nordeste e Sudeste. Observa-se a curva do Nordeste superior a do Sudeste em todos os *decis* da população, deixando evidente o melhor desempenho relativo da região Nordeste em termos da renda per capita, conforme discutido anteriormente. A inclinação decrescente das curvas evidencia a expansão da renda favorecendo os indivíduos mais pobres, num estilo de crescimento que Kakwani e Son (2008) denominam de pró-pobre. Nesta direção, percebe-se ainda que a curva do Sudeste “cai” mais rapidamente, enquanto que a do Nordeste, principalmente de 20% a 60% da população, tem uma queda mais suave. Como a idéia de bem-estar de Kakwani e Son (2008) implica favorecer os *decis* mais baixos, estas inclinações sugerem a superioridade dos ganhos de bem-estar do Sudeste, também discutidos anteriormente.

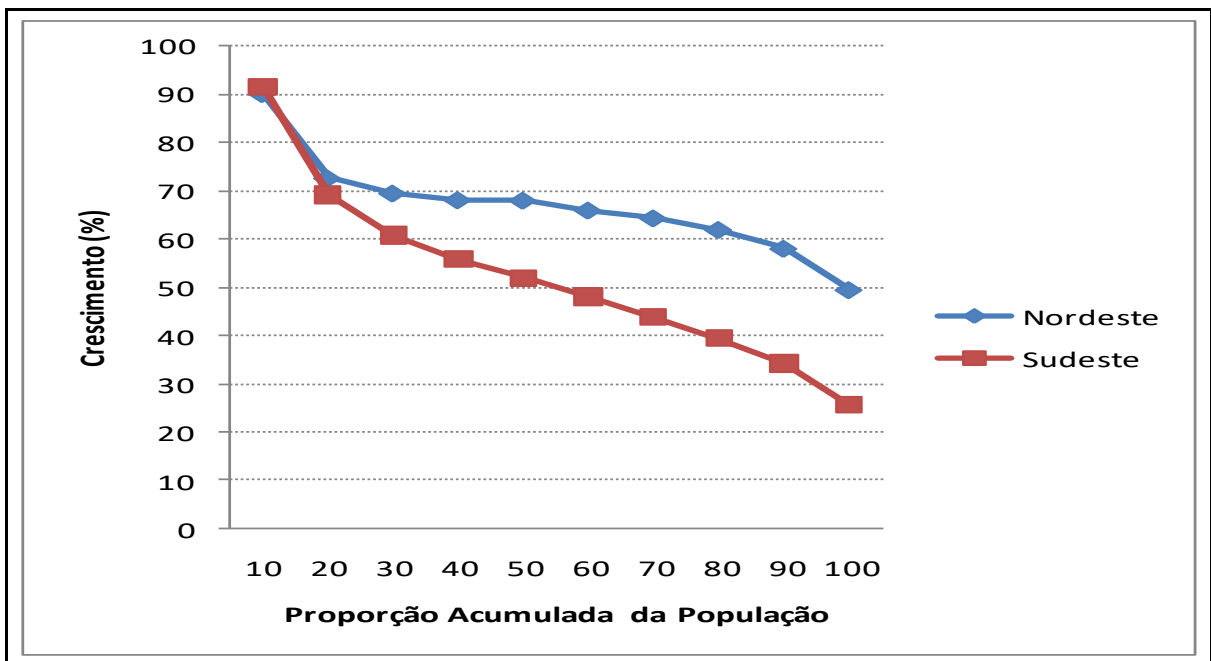


Figura 5 – Curva Crescimento de 2003 a 2009, Nordeste e Sudeste  
 Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

A FIGURA 5A mostra a curva de crescimento para as áreas metropolitanas das regiões Nordeste e Sudeste. Novamente a curva representativa do Nordeste se posiciona acima da do Sudeste, evidenciando os melhores aumentos na renda média nas zonas metropolitanas daquela região. Vimos nas TABELAS 6 e 7 que as regiões metropolitanas do Sudeste tiveram desempenho melhor em termos de bem-estar social, relativamente às metrópoles nordestinas. A análise visual, porém, fica dificultada pela semelhança entre as curvas. De qualquer

forma, é nítido que até os 10% da população, a queda no Nordeste é mais expressiva; a partir daí a curva do Sudeste parece inclinar-se mais rapidamente, pelo menos até os 60% da população.

A FIGURA 5B apresenta a curva de crescimento para as áreas urbanas das regiões Nordeste e Sudeste. Visualmente, duas evidências ficam claras: (i) a curva do Nordeste superior a do Sudeste e (ii) a curva do Sudeste com queda mais acentuada em todos os *decis* da população. Ou seja, aproximação em renda *per capita* e distanciamento em bem-estar social para as áreas urbanas das regiões.

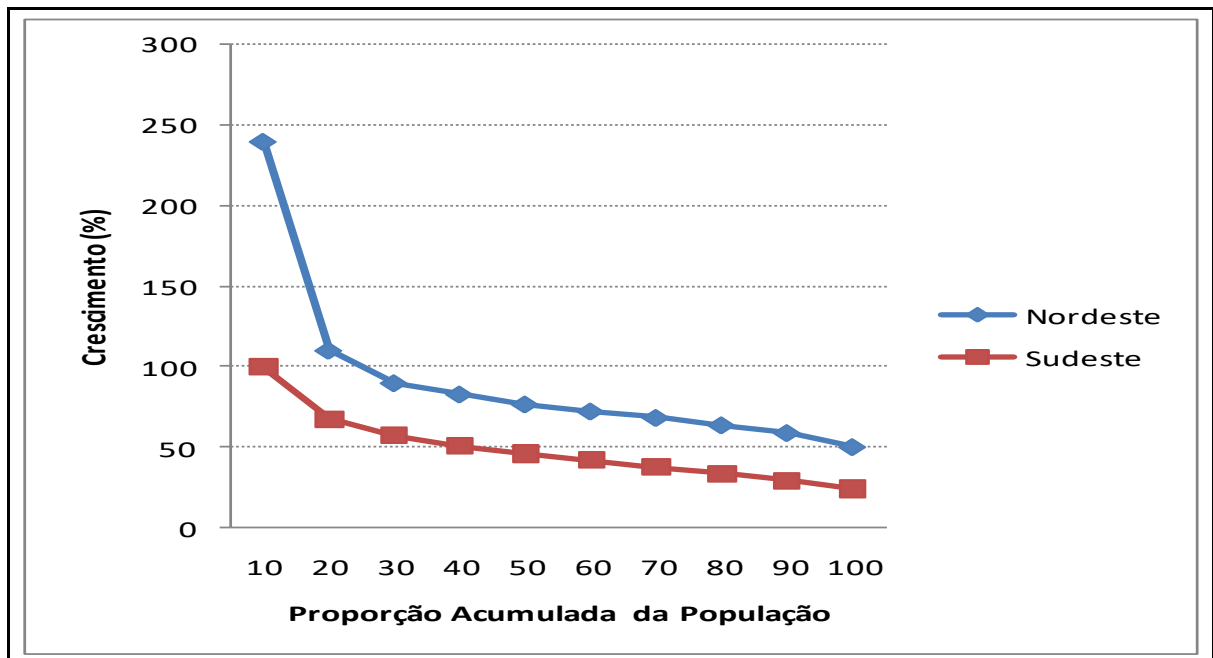


Figura 5A – Curva Crescimento de 2003 a 2009, Áreas Metropolitanas  
Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

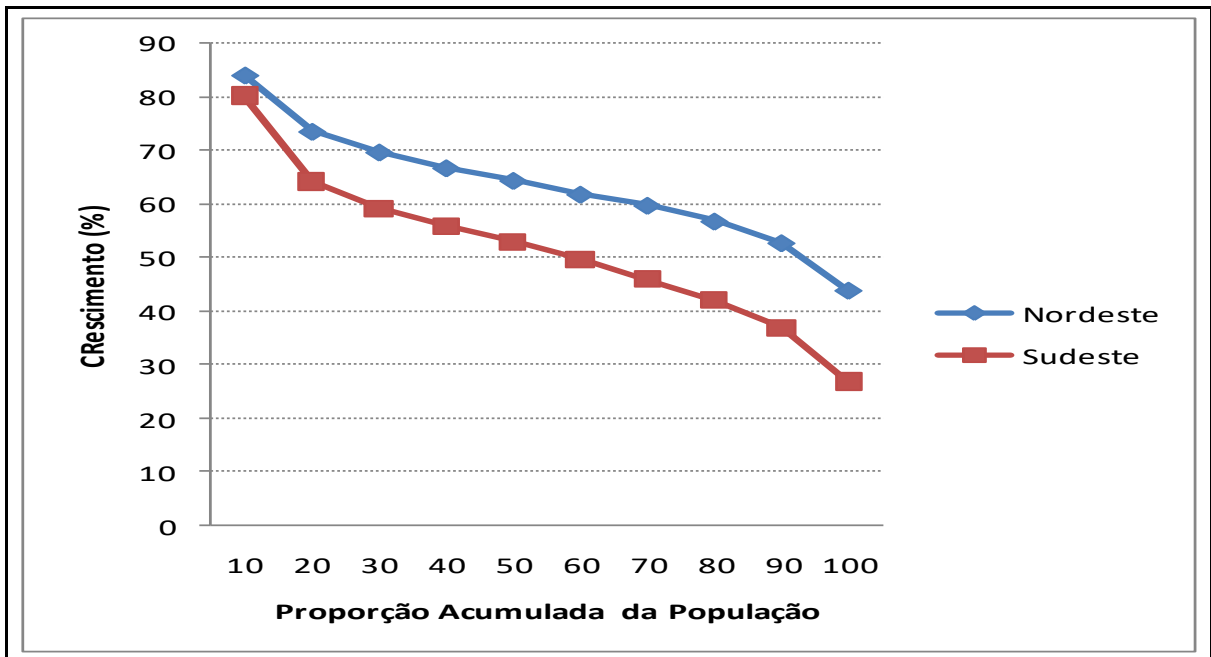


Figura 5B – Curva Crescimento de 2003 a 2009, Áreas Urbanas  
 Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

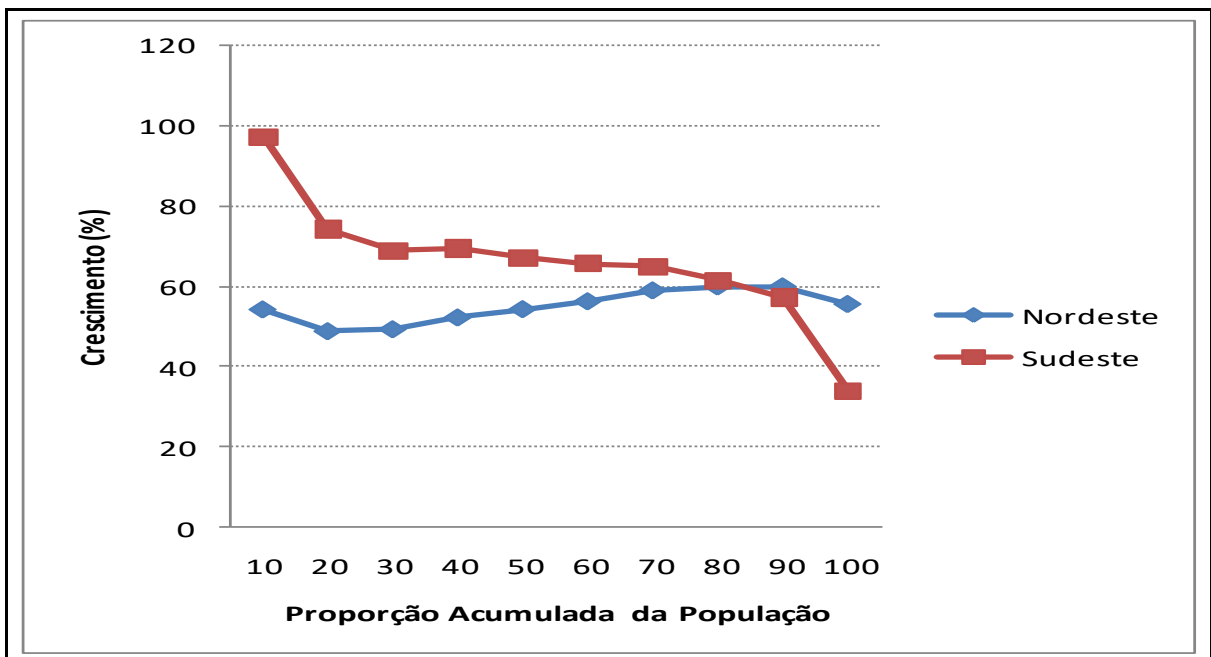


Figura 5C – Curva Crescimento de 2003 a 2009, Áreas Rurais  
 Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

Finalmente, a FIGURA 5C mostra a curva de crescimento para as áreas rurais das regiões Nordeste e Sudeste. As curvas representativas das regiões deixam evidente que a região Nordeste, embora com maior expansão da renda média para a população, apenas supera a da região Sudeste após os 80% da população – até então, a curva do Sudeste esteve sempre acima. E o fato mais

emblemático é a inclinação crescente em alguns trechos da curva da região Nordeste, notadamente de 20% a 90% da população, favorecendo o estilo de crescimento *tricke-down* nas áreas rurais, discutido anteriormente.

### 3.2 A Metodologia de Decomposição do Índice de Gini

A metodologia para a decomposição do índice de Gini segue Hoffmann (2006)<sup>5 6</sup>, e será sintetizada a seguir.

Seja  $x_i$  o rendimento familiar *per capita* da  $i$ -ésima pessoa, com  $i = 1, 2, 3, \dots, n$ . Esses rendimentos são então ordenados de forma crescente, de modo que se tenha  $x_1 \leq x_2 \leq x_3 \leq \dots \leq x_n$ . O rendimento familiar pode ser dividido em  $k$  parcelas. Portanto, tem-se:

$$x_i = \sum_{h=1}^k x_{hi} \quad (4)$$

Sendo  $\beta$  a área entre a curva de Lorenz<sup>7</sup> e o eixo das abscissas (proporção acumulada da população), o índice de Gini é dado pela relação:

$$G = 1 - 2\beta \quad (5)$$

A curva de concentração da parcela  $x_{hi}$  mostra como a proporção acumulada dos  $x_{hi}$  varia em função da proporção acumulada da população. Sendo

---

<sup>5</sup> Uma diferença é que o autor utiliza o rendimento domiciliar para suas análises, enquanto que nesta pesquisa utiliza-se a renda familiar. Em um mesmo domicílio podem co-existir diversas famílias. Ambos os rendimentos, porém, excluem o rendimento das pessoas cuja condição na família era pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico e pessoas de menos de 10 anos de idade.

<sup>6</sup> Outra diferença refere-se à quantidade de parcelas do rendimento a ser decomposto. Enquanto Hoffmann (2006) utiliza seis subdivisões, nesta pesquisa utilizam-se quatro fontes da renda familiar, como será explicado posteriormente.

<sup>7</sup> A curva de Lorenz mostra a proporção acumulada da renda em função da proporção acumulada da população.

$\beta_h$  a área entre a curva de concentração e o eixo das abscissas, a razão de concentração da parcela  $x_{hi}$  é dada por:

$$C_h = 1 - 2\beta_h \quad (6)$$

Sendo  $\varphi_h$  a participação da h-ésima parcela na renda total, demonstra-se facilmente que:

$$G = \sum_{h=1}^k \varphi_h C_h \quad (7)$$

A expressão em (7) representa a decomposição do índice de Gini em  $k$  componentes, cada um deles correspondente a cada uma das  $k$  parcelas do rendimento familiar *per capita*.

Hoffman (2006) determina a decomposição da variação do índice de Gini para dois anos distintos da seguinte forma:

$$\Delta G = G_2 - G_1 = \sum_{h=1}^k [(C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h + \varphi_h^*\Delta C_h] \quad (8)$$

sendo:

$$C_h^* = \frac{1}{2}[C_{1h} + C_{2h}] \quad (8A)$$

$$G^* = \frac{1}{2}[G_1 + G_2] \quad (8B)$$

$$\Delta\varphi_h = \varphi_{2h} - \varphi_{1h} \quad (8C)$$

$$\varphi_h^* = \frac{1}{2}[\varphi_{1h} + \varphi_{2h}] \quad (8D)$$

$$\Delta C_h = C_{2h} - C_{1h} \quad (8E)$$

E, adotando a equação (8) como a decomposição da mudança no índice de Gini, a contribuição da h-ésima parcela do rendimento familiar per capita para essa mudança é dada por:

$$(\Delta G)_h = (C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h + \varphi_h^*\Delta C_h \quad (9)$$

com a respectiva contribuição percentual dada por:

$$s_h = \frac{100}{\Delta G} [(C_h^* - G^*)\Delta\varphi_h + \varphi_h^*\Delta C_h] \quad (9A)$$

### 3.3 Os Resultados da Decomposição do Índice de Gini

As parcelas da renda familiar, baseadas nas divisões presentes na PNAD/IBGE e utilizadas nesta pesquisa são mostradas no quadro a seguir:

PARCELA	DESCRIÇÃO
TTR	Rendimento mensal de todos os trabalhos para pessoas de 10 anos ou mais de idade.
AP	Soma dos rendimentos de pensão de instituto de previdência ou do governo federal ou de outro tipo com os rendimentos de outro tipo de aposentadoria com os rendimentos de abono de permanência que recebia, normalmente, no mês de referência.
AL_DOA	Soma dos rendimentos mensais de aluguel com os rendimentos mensais de doação de não morador.
TR_JUR	Juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos, programas sociais e outros rendimentos que recebia, normalmente, no mês de referência.

Quadro 1 – Parcelas da Renda Familiar *per capita*  
Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

A TABELA 8 apresenta as participações de cada uma das parcelas presentes no QUADRO 1 na renda familiar total, para os anos de 2003 e 2009, mostrando, ainda, as variações percentuais destas participações no período 2003-2009. Observa-se inicialmente, que a renda do trabalho tem, em 2009, participação relativa maior no Sudeste do que no Nordeste em todas as áreas censitárias. Nas regiões como um todo, a participação da renda salarial é igual a 76,6% no Sudeste e

70,4% no Nordeste. Em 2003, estas participações eram, respectivamente, iguais a 76,5% e 72,3%. Em termos das áreas censitárias e considerando o ano mais recente, constatam-se maiores participações da renda do trabalho nas áreas metropolitanas e urbanas, com níveis próximos, inclusive. Por conseguinte, nas zonas rurais ocorrem as menores participações da renda salarial (69,8% no Sudeste e 56,9% no Nordeste).

<b>TABELA 8: Participações de cada parcela na Renda Total, Nordeste, Sudeste e Áreas Censitárias</b>								
Ano /Parcela	Todas Áreas		Metropolitanas		Urbanas		Rurais	
	NE	SE	NE	SE	NE	SE	NE	SE
<b>ANO_1: 2003</b>								
TTR	0,723	0,765	0,743	0,765	0,735	0,765	0,640	0,760
AP	0,238	0,203	0,221	0,206	0,227	0,199	0,314	0,206
AL_DOA	0,023	0,024	0,025	0,023	0,025	0,026	0,011	0,020
TR_JUR	0,016	0,008	0,011	0,006	0,013	0,011	0,036	0,014
<b>TOTAL</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>
<b>GINI_1</b>	<b>59,68%</b>	<b>56,11%</b>	<b>61,42%</b>	<b>57,01%</b>	<b>58,43%</b>	<b>53,60%</b>	<b>48,28%</b>	<b>53,26%</b>
<b>ANO_2: 2009</b>								
TTR	0,704	0,766	0,743	0,777	0,716	0,759	0,569	0,698
AP	0,236	0,207	0,211	0,202	0,225	0,209	0,333	0,259
AL_DOA	0,019	0,018	0,022	0,015	0,020	0,021	0,008	0,015
TR_JUR	0,041	0,010	0,023	0,007	0,039	0,012	0,091	0,029
<b>TOTAL</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>	<b>1,000</b>
<b>GINI_2</b>	<b>56,60%</b>	<b>51,16%</b>	<b>57,80%</b>	<b>53,41%</b>	<b>54,90%</b>	<b>47,97%</b>	<b>47,77%</b>	<b>43,99%</b>
<b>(2003 - 2009)%</b>								
TTR	-2,68%	0,13%	0,12%	1,54%	-2,48%	-0,80%	-11,07%	-8,20%
AP	-0,79%	2,10%	-4,51%	-2,01%	-0,91%	5,01%	6,03%	26,06%
AL_DOA	-18,26%	-27,09%	-11,08%	-36,37%	-21,15%	-18,20%	-30,02%	-27,81%
TR_JUR	160,08%	15,43%	107,97%	12,84%	190,26%	7,48%	155,02%	98,69%
<b>(GINI_2-GINI_1)</b>	<b>-3,08%</b>	<b>-4,95%</b>	<b>-3,62%</b>	<b>-3,60%</b>	<b>-3,53%</b>	<b>-5,63%</b>	<b>-0,51%</b>	<b>-9,27%</b>

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

Em relação às variações no período, destacam-se os expressivos aumentos das participações da parcela TR\_JUR na renda do Nordeste, provavelmente motivados pelos avanços nos programas sociais a partir de 2002, conforme observado em Neri, 2006. Outro destaque são as reduções na participação da renda salarial nas zonas rurais de ambas as regiões, com queda mais expressiva no Nordeste. A participação da parcela AL\_DOA também sofreu reduções relativas no período em todas as áreas censitárias. Com relação à participação das aposentadorias e pensões, houve redução no Nordeste (exceção

das zonas rurais) e expansão no Sudeste (com exceção das regiões metropolitanas).

A TABELA 9 apresenta os resultados da equação (9A), isto é, as contribuições percentuais de cada parcela da renda familiar para as reduções no índice de Gini no período 2003-2009. No Nordeste, a renda dos programas sociais, juros e dividendos teve expressivo efeito de 55,04% na diminuição da concentração de renda, enquanto a renda salarial foi responsável por 37,13% da redução de 3 p.p. do índice de Gini no período. A renda das aposentadorias e pensões participou com 14% e a renda dos aluguéis e doações teve efeito concentrador de -6,18%. A região Sudeste experimentou um padrão muito diferente, com a renda dos trabalhos tendo 71,56% de participação na redução de 5 p.p. no índice de Gini, seguida da renda das aposentadorias e pensões, com 15,60%. A renda dos programas sociais e dos juros e dividendos teve a terceira maior participação, com 9,62%, e a renda dos aluguéis e doações contribuiu com 3,22% das diminuições na desigualdade.

**TABELA 9: Efeito (%) de cada parcela da Renda Familiar nas variações do Índice de Gini**

**Período de 2003 a 2009, Nordeste, Sudeste e Áreas Censitárias**

Parcela	Todas Áreas		Metropolitanas		Urbanas		Rurais	
	NE	SE	NE	SE	NE	SE	NE	SE
TTR	37,13%	71,56%	62,30%	72,89%	57,64%	72,27%	-386,28%	87,18%
AP	14,00%	15,60%	14,13%	13,31%	3,30%	15,53%	16,15%	-0,49%
AL_DOA	-6,18%	3,22%	-3,42%	5,26%	-7,82%	1,83%	-14,64%	2,59%
TR_JUR	55,04%	9,62%	26,99%	8,55%	46,88%	10,37%	484,78%	10,73%
<b>TOTAL</b>	<b>100,00%</b>	<b>100,00%</b>	<b>100,00%</b>	<b>100,00%</b>	<b>100,00%</b>	<b>100,00%</b>	<b>100,00%</b>	<b>100,00%</b>
<b>Variação GINI</b>	<b>-3,08%</b>	<b>-4,95%</b>	<b>-3,62%</b>	<b>-3,60%</b>	<b>-3,53%</b>	<b>-5,63%</b>	<b>-0,51%</b>	<b>-9,27%</b>

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

O padrão regional de efeitos na desigualdade da região Sudeste se repete nas áreas censitárias, com a renda do trabalho sendo expressivamente mais importante para explicar a queda da desigualdade do período. As participações são de 72,89%, 72,27% e 87,18% nas zonas metropolitanas, urbanas e rurais,



respectivamente. A renda das aposentadorias e pensões foi a segunda mais relevante, com participações de 14,13%, 15,53% nas áreas metropolitanas e urbanas, respectivamente. Na zona rural, porém, as rendas dos programas sociais e dos juros das aplicações apresentou o segundo maior efeito sobre as reduções da desigualdade, com 10,73%. Nestas áreas rurais, a renda dos aluguéis e doações teve impacto de 2,59% e a renda das aposentadorias e pensões teve pequeno efeito concentrador de -0,49%.

Em relação ao Nordeste, são distintos os rebatimentos nas áreas censitárias. Nas áreas metropolitanas, por exemplo, a renda do trabalho foi mais impactante para a redução de -3,63% no índice de Gini, com 62,30% de participação, seguida da renda TR\_JUR com 26,99% e das aposentadorias e pensões com 14,14%. Nestas áreas, a renda dos aluguéis e doações seguiu o padrão regional e teve efeito concentrador de renda da ordem de -3,42%. Nas áreas urbanas da região Nordeste, a renda salarial também foi mais importante para explicar as reduções na desigualdade, mas foi seguida de perto pela renda dos programas sociais e juros de aplicações (57,64% contra 46,88%). As outras rendas tiveram pouca participação. Já em relação às áreas rurais, a renda salarial teve expressivo efeito concentrador, enquanto que a parcela TR\_JUR, praticamente explicou a redução das desigualdades. Porém, é preciso observar que a queda na concentração de renda nessas localidades foi muito próxima de zero (-0,51%).

Portanto, os resultados da decomposição do índice de Gini demonstram os relevantes efeitos da renda salarial como redutor de desigualdades, notadamente no Sudeste. Resultados semelhantes para o Brasil já haviam sido discutidos na literatura da área. (HOFFMANN, 2006; SOARES *et al.*, 2006). A expressiva participação dos programas de transferências do governo para a queda da desigualdade no Nordeste também foi observada, porém, nas zonas rurais, em que pese uma maior participação desta parcela na renda familiar, os resultados em termos de redução das desigualdades são praticamente nulos. Nas zonas rurais do Sudeste, ao contrário, a renda salarial provocou os maiores efeitos para a considerável redução de mais de 9 p.p. no índice de Gini.

Dessa forma, dada a participação da renda de todos os trabalhos e levando-se em conta os seus efeitos sobre a redução das desigualdades, a próxima seção será dedicada a uma melhor compreensão do funcionamento do mercado de trabalho neste período de 2003 a 2009. O objetivo é identificar a forma como alguns indicadores de mercado influenciaram a renda salarial.

#### 4 OS EFEITOS DOS INDICADORES DE MERCADO SOBRE A RENDA SALARIAL

Na seção anterior, os resultados mostraram a grande participação da renda salarial na composição da renda familiar. Mesmo com os avanços dos programas de transferência do governo, notadamente a partir de 2002, que provocaram uma diminuição relativa da renda dos trabalhos, especialmente nas áreas urbanas e, principalmente, rurais do Nordeste, os rendimentos provenientes dos salários ainda constituem-se em expressiva fonte de crescimento econômico e se comportaram no período de 2003-2009 como redutores da desigualdade de renda. Ou seja, a renda salarial constituiu-se em relevante instrumento para o aumento de bem-estar social.

Nesta seção, far-se-á a decomposição da renda do trabalho nos seguintes indicadores de mercado: taxa de emprego, horas trabalhadas por pessoa empregada, taxa de participação de trabalhadores por família e produtividade. Além disso, será realizada a decomposição da produtividade em escolaridade (anos de estudo) e retorno médio (no valor da hora trabalhada) por ano de estudo. A metodologia utilizada está presente em Kakwani, Neri e Son (2006) e será sintetizada a seguir.

Seguindo Kakwani, Neri e Son (2006), pode-se mostrar que a taxa de crescimento renda do trabalho  $\gamma(y_l)$  pode ser decomposta da seguinte forma:

$$\gamma(y_l) = \gamma(e_r) + \gamma(h_e) + \gamma(\xi) + \gamma(\ell) \quad (10)$$

onde  $\gamma(e_r)$  é a taxa de crescimento do emprego (razão entre o número de pessoas ocupadas e a taxa de participação da força de trabalho),  $\gamma(h_e)$  é a taxa de crescimento das horas trabalhadas (razão entre o número de horas trabalhadas e o número de pessoas ocupadas),  $\gamma(\xi)$  é a taxa de crescimento da produtividade (razão entre a renda salarial e o número de horas trabalhadas) e  $\gamma(\ell)$  a taxa de crescimento da participação da força de trabalho (número de trabalhadores *per capita* na família).

Ainda segundo Kakwani, Neri e Son (2006), a taxa de crescimento do indicador de produtividade pode ser decomposta como se segue:

$$\gamma(\xi) = \gamma(s) + \gamma(\bar{r}) \quad (11)$$

Em que  $\gamma(s)$  representa a taxa de crescimento da escolaridade e  $\gamma(\bar{r})$  a taxa de crescimento dos retornos médios por hora por ano de estudo entre os trabalhadores  $\gamma(\bar{r})$ .

A partir de (10) pode-se determinar a participação de cada variável na expansão/contração da renda do trabalho e, por conseguinte, o impacto na renda das regiões Nordeste e Sudeste e respectivas áreas censitárias. Os resultados da decomposição estão presentes na TABELA 10. Como pode ser visto, o indicador *produtividade* é o principal responsável pela taxa de crescimento da renda do trabalho em todas as áreas censitárias e, conseqüentemente, em ambas as regiões. A participação da força de trabalho é o segundo indicador mais relevante para explicar as variações na renda salarial, com especial destaque nas áreas metropolitanas da região Nordeste. A taxa de emprego teve pequeno impacto relativo na variação da renda do trabalho, sendo que nas áreas urbanas e rurais do Nordeste contribuiu para a redução da renda salarial, o que provocou uma redução de -0,07% anuais na renda dos trabalhos na região. Na comparação entre as regiões, percebem-se taxas superiores de crescimento da renda do trabalho no Nordeste em todas as áreas censitárias. Este mesmo padrão aconteceu com respeito à produtividade.

**TABELA 10: Taxas Anuais de Crescimento da Renda do Trabalho *per capita* e Fatores Explicativos**  
**Período de 2003 a 2009, Nordeste, Sudeste e Áreas Censitárias**

Renda e Fatores Explicativos	Todas Áreas		Metropolitanas		Urbanas		Rurais	
	NE	SE	NE	SE	NE	SE	NE	SE
<b>Renda Trabalho</b>	6,52%	3,62%	6,25%	3,46%	5,75%	3,72%	6,70%	3,57%
<b>Decomposição da Renda do Trabalho <i>per capita</i></b>								
<b>Emprego</b>	-0,07%	0,18%	0,27%	0,31%	-0,11%	0,11%	-0,10%	-0,01%
<b>Horas Trabalhadas</b>	0,01%	0,06%	-0,02%	-0,02%	0,04%	0,13%	-0,13%	0,02%
<b>Força de Trabalho</b>	0,68%	0,96%	1,45%	1,02%	0,89%	0,93%	-0,19%	0,82%
<b>Produtividade</b>	5,90%	2,42%	4,54%	2,14%	4,94%	2,56%	7,12%	2,74%
<b>Decomposição da Produtividade</b>								
<b>Anos de Estudo</b>	2,25%	1,07%	1,23%	0,98%	1,93%	1,05%	3,63%	2,18%
<b>Retorno Escolaridade</b>	3,65%	1,34%	3,31%	1,16%	3,01%	1,52%	3,48%	0,57%

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

Com relação à decomposição do indicador de produtividade, obtida a partir a equação (11), os resultados também estão mostrados na TABELA 10. Observam-se aumentos de 2,25% a.a. na escolaridade da região Nordeste e de 1,07% ao ano na região Sudeste. Em termos das áreas censitárias nordestinas, os anos de estudo cresceram a 1,23%, 1,93% e 3,63% ao ano nas zonas metropolitanas, urbanas e rurais, respectivamente. Em relação às áreas censitárias da região Sudeste os aumentos foram de 1,16%, 1,52% e 0,57% nas zonas metropolitanas, urbanas e rurais, respectivamente. Ou seja, com exceção das zonas rurais, as taxas de variação da escolaridade nas diversas áreas das regiões Nordeste e Sudeste estiveram razoavelmente próximas. Em todas elas, entretanto, a região Nordeste teve os melhores resultados. Análise semelhante pode ser feita em termos dos retornos médios por hora por anos de estudo entre a população trabalhadora. Desta forma, a região Nordeste apresentou taxas de crescimento dos componentes da produtividade superiores às do Sudeste em todas as áreas censitárias o que, obviamente, possibilitou taxas de crescimento da produtividade

maiores que as da região Sudeste, reduzindo a distância entre as regiões neste quesito.

Para que possamos ter uma melhor compreensão destes resultados em termos da produtividade, é relevante que observemos como este processo ocorreu em vários pontos da distribuição de renda. Para isso, ordenamos de forma crescente as famílias por renda salarial e as dividimos em *decis*. A seguir, avaliamos a produtividade e os seus componentes em cada uma dessas 10 divisões. Além disso, estas avaliações também são realizadas para o grupo de trabalhadores pobres. Todos estes resultados estão apresentados na TABELA 11.

**TABELA 11: Taxas Anuais de Crescimento da Produtividade e Fatores Explicativos por Decis da Renda Familiar**

Decis da Renda Familiar	Período de 2003 a 2009, Regiões Nordeste e Sudeste					
	Produtividade		Anos de Estudo		Retorno Escolaridade	
	NE	SE	NE	SE	NE	SE
<b>Todas as Famílias</b>	<b>5,90%</b>	<b>2,42%</b>	<b>2,25%</b>	<b>1,07%</b>	<b>3,65%</b>	<b>1,34%</b>
<b>1 (10% mais pobres)</b>	5,10%	7,41%	4,09%	1,95%	1,02%	5,46%
<b>2</b>	6,47%	5,90%	3,68%	2,28%	2,79%	3,62%
<b>3</b>	8,10%	5,27%	3,15%	1,87%	4,95%	3,39%
<b>4</b>	6,77%	4,95%	2,99%	2,42%	3,78%	2,52%
<b>5</b>	6,66%	3,78%	3,08%	0,92%	3,58%	2,86%
<b>6</b>	6,48%	3,43%	2,24%	1,62%	4,24%	1,81%
<b>7</b>	6,45%	3,17%	2,89%	0,69%	3,55%	2,48%
<b>8</b>	5,48%	2,54%	1,18%	1,05%	4,30%	1,50%
<b>9</b>	5,81%	2,35%	1,48%	0,36%	4,32%	1,98%
<b>10 (10% mais ricas)</b>	4,54%	1,55%	0,48%	-0,49%	4,06%	2,04%
<b>Trabalhadores Pobres</b>	2,49%	2,74%	2,01%	1,42%	0,48%	1,32%

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

Na TABELA 11 observam-se crescimentos da produtividade em todos os *decis* de renda, tanto na região Nordeste quanto na região Sudeste. Além disso, verificam-se taxas maiores em quase todos os *decis* nordestinos em relação aos do Sudeste – a única exceção é exatamente o *decil* mais pobre da distribuição, ou seja, aquele que reúne as famílias com menores níveis de renda salarial. Em extensão a esse resultado, observa-se também que apesar do aumento da escolaridade entre

os trabalhadores pobres ter sido superior ao Sudeste, seu retorno foi menor, o que contribuiu para uma menor produtividade no agregado. Outro fato importante é o comportamento das taxas de crescimento da produtividade na direção dos decis mais altos da população. Para melhor visualização deste fato, o gráfico da FIGURA 6 mostra a curva de crescimento da produtividade, que relaciona o crescimento deste indicador de mercado pelos *decis* das famílias ordenadas pela renda salarial.

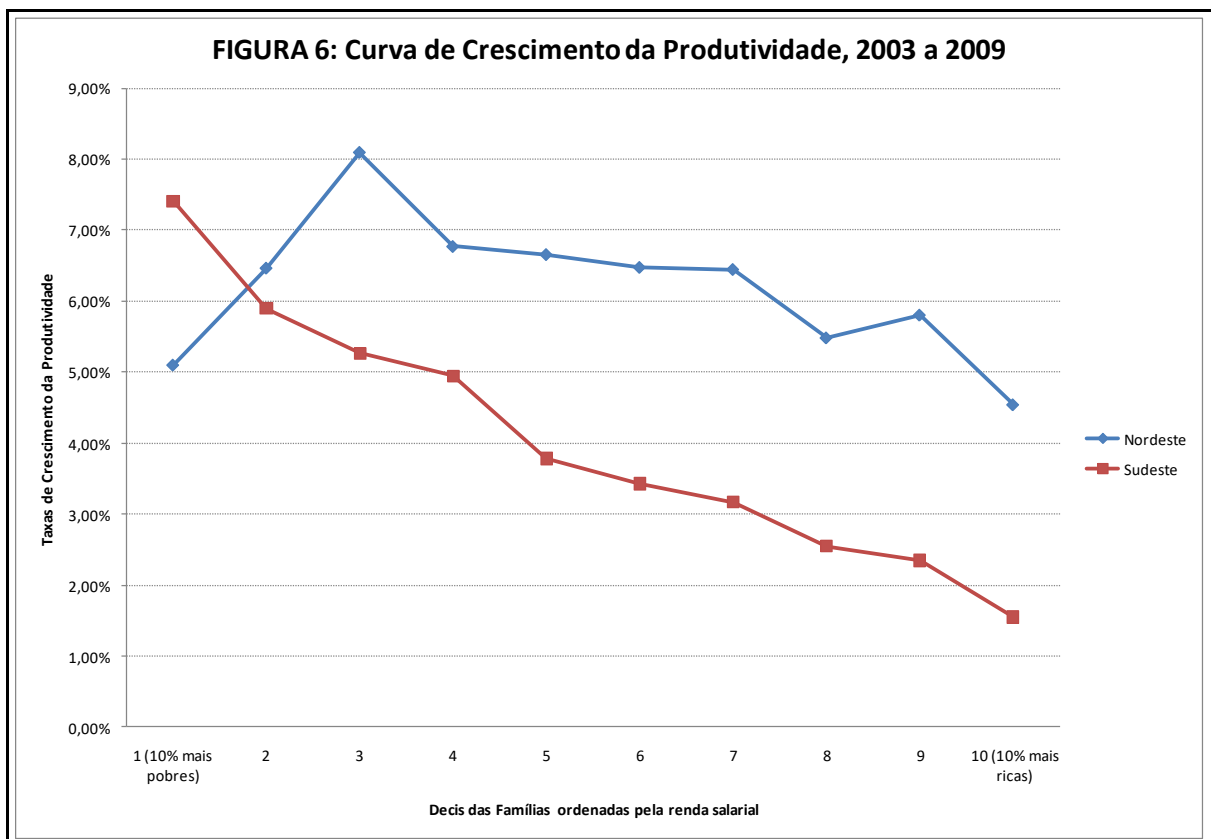


Figura 6 – Curva de Crescimento da Produtividade, 2003 a 2009  
 Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

A curva do Nordeste está, a partir do 1º *decil*, sempre acima da curva representativa do Sudeste, o que indica aproximação das regiões por este indicador de mercado; mas o comportamento decrescente da curva para a região mais rica do país é indicativa de que a produtividade além de estar aumentando a renda salarial e, conseqüentemente, a renda familiar, também está atuando como redutor de desigualdades, beneficiando proporcionalmente mais os trabalhadores de famílias mais pobres. Portanto, é correto afirmar que a produtividade no Sudeste neste período contribuiu para os ganhos de bem-estar social. Em relação à curva que representa o Nordeste, ela apresenta dois intervalos de crescimento – do 1º ao 3º e

do 8º ao 9º decil -, o que sugere aumentos na concentração de renda e perdas de bem-estar; os outros intervalos, ao contrário, contribuíram para a diminuição das desigualdades e, conseqüentemente, para os ganhos de bem-estar social.

Machado *et al.* (2007) e Machado e Ribas (2008) têm mostrado que a inserção no mercado de trabalho tem contribuído fortemente para que os indivíduos pobres melhorassem seus níveis de bem-estar e que, quanto mais intensa for a pobreza e mais tempo os indivíduos permaneçam nela, menores seriam suas chances de deixarem tal condição.

Nessa direção, dado que existe uma aproximação entre as regiões em termos da produtividade, é interessante observarmos os níveis atuais deste indicador e de seus componentes, para melhor compreendermos a distância ainda existente entre as regiões mais pobre e mais rica do país. Os resultados estão apresentados na TABELA 12.

Decis da Renda Familiar	Produtividade			Anos de Estudo			Retorno Escolaridade		
	NE	SE	NE/SE	NE	SE	NE/SE	NE	SE	NE/SE
<b>Todas as Famílias</b>	<b>15,49</b>	<b>27,69</b>	<b>55,96%</b>	<b>18,13</b>	<b>21,95</b>	<b>82,58%</b>	<b>0,85</b>	<b>1,26</b>	<b>67,76%</b>
<b>1 (10% mais pobres)</b>	1,82	8,28	22,03%	12,45	16,88	73,79%	0,15	0,49	29,85%
<b>2</b>	4,35	11,54	37,69%	13,75	18,13	75,86%	0,32	0,64	49,68%
<b>3</b>	6,76	13,41	50,39%	15,74	19,34	81,38%	0,43	0,69	61,93%
<b>4</b>	7,63	15,17	50,26%	16,64	21,77	76,45%	0,46	0,70	65,74%
<b>5</b>	8,87	16,03	55,34%	17,23	19,36	89,02%	0,51	0,83	62,17%
<b>6</b>	9,85	18,07	54,49%	17,66	21,33	82,79%	0,56	0,85	65,82%
<b>7</b>	11,88	21,63	54,90%	19,21	22,32	86,06%	0,62	0,97	63,79%
<b>8</b>	13,41	27,20	49,29%	16,98	24,06	70,58%	0,79	1,13	69,83%
<b>9</b>	20,17	40,42	49,91%	21,46	26,84	79,93%	0,94	1,51	62,44%
<b>10 (10% mais ricas)</b>	<b>60,01</b>	<b>96,49</b>	<b>62,19%</b>	<b>26,91</b>	<b>27,83</b>	<b>96,68%</b>	<b>2,23</b>	<b>3,47</b>	<b>64,33%</b>

Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE



Nesta TABELA 12 observa-se que os níveis de produtividade, escolaridade e de retorno por hora por ano de estudo entre as regiões – e dentro das regiões! - ainda são díspares. Os trabalhadores cujas famílias estão entre as mais pobres do Nordeste possuem produtividade igual a apenas 22,03% daqueles que moram no Sudeste e pertencem às famílias mais pobres desta região. Na comparação entre os trabalhadores das famílias mais ricas, este percentual aumenta para 62,19%, mas ainda deixando evidente a distância entre as estruturas do mercado de trabalho das duas regiões. Em relação aos componentes da produtividade, as famílias mais pobres do Nordeste têm, em média, 4 (quatro) anos a menos de estudo – entre as famílias mais ricas, a distância é de 1 ano de escolaridade; sobre os retornos médios por hora por anos de estudo, as frações do Nordeste em relação ao Sudeste variam de 29,85% entre as famílias mais pobres a 64,33% entre as famílias mais ricas.

Na análise intra-regional, também se destacam as grandes diferenças de produtividade entre trabalhadores das diversas classes sociais. Por exemplo, os trabalhadores de famílias mais pobres do Nordeste têm, em média, uma produtividade que é apenas 3,03% da produtividade das famílias mais ricas; no Sudeste, esta relação é de 8,58%. Em termos de anos de estudo, no Nordeste as famílias mais pobres possuem, em média, 14 (quatorze) anos a menos de estudo quando comparadas às famílias mais ricas; no Sudeste, esta diferença cai para 9 (nove) anos. Finalmente, no Nordeste os trabalhadores de famílias mais pobres possuem retornos por hora por ano de estudo iguais a 6,73% dos retornos dos trabalhadores das famílias mais ricas. No Sudeste, esta relação é igual 14,12%.

Dessa forma, a aproximação entre as regiões pela produtividade, que de fato ocorreu de 2003 a 2009, precisa acontecer ainda por muitos períodos para que sejam eliminadas as expressivas disparidades inter-regionais. Nessa direção, o crescimento da produtividade beneficiando proporcionalmente mais os trabalhadores de famílias mais pobres também ser buscado pelas políticas públicas, caso o interesse seja a redução das disparidades intra-regionais e o aumento do bem-estar social.

Dada a importância das modificações ocorridas no mercado de trabalho para explicar o crescimento da renda salarial, esta seção realizou a decomposição da renda dos trabalhos em indicadores de mercado, determinando que a produtividade – e dentro dela os retornos por hora por ano de estudo – foi o indicador mais importante para explicar as variações na renda dos trabalhadores. Além disso, faz-se também necessário encontrar os determinantes da redução da desigualdade da renda salarial. A próxima seção tem esse objetivo.

## 5 OS DETERMINANTES DA RENDA SALARIAL

O mercado de trabalho tem sido um dos responsáveis pela diminuição recente na desigualdade de renda do país através da redução dos diferenciais de salários e esta evidência pode ser encontrada em vários trabalhos nacionais (IPEA 2008; HOFFMAN, 2006; SOARES, 2006; BARROS *et al.*, 2007). Durante muito tempo, tentou-se entender o problema da desigualdade de renda através do uso de modelos de regressão de salários. Ou seja, as equações de salários eram estimadas e os coeficientes das variáveis explicativas, como educação e outras características individuais, eram analisadas. Métodos não-paramétricos também foram usados para se entender a desigualdade de renda. A metodologia empregada neste trabalho baseia-se em Fields (2003) e apresenta como principal vantagem a de, a partir das informações obtidas através da equação de salários, realizar a decomposição dos determinantes da desigualdade de renda salarial. O objetivo desta seção é, portanto, encontrar os fatores explicativos para a redução da desigualdade da renda salarial nas regiões Nordeste e Sudeste, no período 2003-2009.

### 5.1 A Metodologia de Decomposição da Desigualdade de Renda Salarial

Uma forma de se entender o problema da desigualdade de renda é utilizando-se de modelos de regressão de salários. De maneira geral, o logaritmo da renda do indivíduo é regredido em uma série de variáveis explicativas como educação e outras características individuais. Para isso, é necessária a utilização de algum tipo de método que use a informação contida nas regressões e gere resultados que expliquem o peso das variáveis na desigualdade de renda.

Fields (2003) apresenta um tipo de metodologia para decomposição da desigualdade de renda baseada no trabalho de Shorrocks (1982) que consiste em estimar uma regressão de salários e desagregar seus diferentes componentes. A partir daí, pode-se computar a contribuição de cada um deles na desigualdade total. A participação de cada variável explicativa na desigualdade de renda é

separadamente aditiva, portanto, quando somadas estas contribuições obtém-se 100%.

A metodologia de decomposição pode ser dividida em duas partes. A primeira é chamada de “decomposição em nível” e tem o objetivo de responder à seguinte questão: qual é a porcentagem que pode ser atribuída a cada variável explicativa da equação de salários na desigualdade de renda? A outra decomposição, que pode ser chamada de “decomposição da diferença”, possui o objetivo de mostrar qual o peso destas variáveis na mudança de uma medida de desigualdade entre dois períodos de tempo.

Esta seção está organizada da seguinte forma: inicialmente, apresentam-se os filtros utilizados para obtenção da base de dados; a seguir, apresenta-se a metodologia para decomposição em nível e, finalmente, mostra-se a decomposição da diferença. Os resultados e as principais conclusões são discutidos em cada subseção correspondente.

#### 5.1.1 Base de Dados

No processo de extração dos dados alguns filtros são aplicados com o objetivo de tornar as amostras menos heterogêneas. Selecionam-se trabalhadores de ambos os sexos, masculino e feminino, de qualquer raça, com idade de 25 a 55 anos, que estavam trabalhando na semana de referência da pesquisa. Com relação à ocupação, são admitidos trabalhadores com ou sem carteira assinada, trabalhadores domésticos – também com ou sem carteira assinada -, trabalhadores por conta própria, trabalhadores na produção para o próprio consumo e trabalhadores na construção para o próprio uso. Por fim, somente serão analisados trabalhadores que possuírem informações para todas as variáveis utilizadas.

A lista de variáveis extraídas da PNAD/IBGE são as seguintes: anos de estudo, idade, raça, gênero, filiação a sindicato, posse de carteira assinada, renda advinda de todos os trabalhos e horas trabalhadas por semana em todos os

trabalhos. A variável renda advinda dos trabalhos é transformada em logaritmo do salário-hora, através da divisão do salário mensal pelo número de horas trabalhadas no mês, seguindo a maioria dos trabalhos nacionais que estimam a equação de salários (ver, por exemplo, SOARES e GONZAGA, 1999; GODOY *et al.*, 2006).

Uma descrição mais precisa destas variáveis está mostrada no QUADRO 2. As variáveis estão agrupadas pelas seguintes fontes de desigualdade: heterogeneidade, segmentação e discriminação. Conforme Ramos e Vieira (2006), podem ser apontadas como causas para as diferenças salariais: (i) os chamados diferenciais compensatórios – por exemplo, insalubridade, riscos de acidente, ambiente de trabalho, entre outros -, i.e., as diferenças não-pecuniárias entre os postos de trabalho ocupados por trabalhadores com igual potencial produtivo. Neste caso, não há na PNAD/IBGE variáveis capazes de capturar os diferenciais. (ii) a heterogeneidade dos trabalhadores no que se refere aos seus atributos produtivos, entre os quais a educação e a experiência – no caso desta pesquisa, a idade será utilizada na tentativa de captar os efeitos da experiência dos trabalhadores. (iii) por segmentação, i.e., o mercado de trabalho pode estar remunerando de forma distinta trabalhadores que são, a princípio, igualmente produtivos, sem base em nenhum critério explícito ou tangível (como se o trabalhador possui ou não carteira assinada ou se pertence ou não a uma entidade sindical) e (iv) discriminação, i.e., o mercado pode estar remunerando distintamente trabalhadores igualmente produtivos com base em atributos não produtivos (como cor e sexo, por exemplo).

Fontes de Desigualdade	Variável	Descrição da Variável
<b>Heterogeneidade</b>	Educação	Assume valores de 0 a 15. O valor nulo mostra que o indivíduo não completou o primeiro ano de escolaridade. Os valores de 1 a 14 mostram o número de anos de educação completos do indivíduo. O valor 15 significa que o indivíduo possui 15 ou mais anos de escolaridade.
	Idade	Varia de 25 a 55 de acordo com os anos completos de idade do indivíduo. Para mostrar que o logaritmo natural dos salários não varia linearmente à idade, a variável <i>idade</i> elevada ao quadrado também é utilizada.
<b>Discriminação</b>	Gênero	Variável binária que assume valor unitário para homens e nulo para mulheres.
	Cor	Variável binária que toma valor unitário para trabalhadores de cor branca ou da cor amarela e valor nulo em caso contrário.

Fontes de Desigualdade	Variável	Descrição da Variável
Segmentação	Formal	Variável binária que assume valor unitário para trabalhadores que possuem carteira assinada. Para trabalhadores que não possuem carteira assinada o valor desta variável é nulo.
	Sind	Variável binária que representa a filiação do trabalhador em alguma entidade sindical. Assume valor unitário quando o trabalhador é sindicalizado e valor nulo em caso contrário.

Quadro 2 – Descrição das Variáveis Explicativas Utilizadas na Estimação  
 Fonte: elaboração do autor a partir da PNAD/IBGE

Embora comuns na literatura (ver, por exemplo, SOARES e GONZAGA, 2003), algumas observações sobre os filtros aplicados nesta pesquisa devem ser realizadas. Inicialmente, fazendo-se a seleção de trabalhadores com idade de 25 a 55 anos, desprezam-se partes significativas da força de trabalho – de 18 a 24 e acima de 55 anos -, porém, a escolha a partir dos 25 anos se sustenta para que se evite a adaptação inicial do trabalhador no mercado, o que pode causar uma distorção no cálculo de sua produtividade; quanto à idade limite de 55 anos, o objetivo é semelhante, isto é, evitam-se trabalhadores com relativa estabilidade e cujos ganhos salariais não estejam tão diretamente relacionados à produtividade e sim ao tempo de inserção no mercado de trabalho. A exclusão de funcionários públicos, civis ou militares, tem como argumento o fato de que estes profissionais possuem dinâmica salarial diferente. Embora se possa afirmar que, devido à heterogeneidade do mercado de trabalho, outras categorias também possuem dinâmicas específicas, a importância relativa dos trabalhadores públicos justifica uma atenção especial. Na variável cor, a agregação de brancos com amarelos não é a mais indicada, porém, é bastante melhor do que a freqüente agregação de pardos, pretos e amarelos, dado que, em média, pretos e pardos ganham menos e amarelos ganham mais do que brancos. Com relação à separação formal/informal, os profissionais liberais, por não possuírem carteira assinada, são considerados informais, o que pode afetar o cálculo da produtividade em função do grau de formalismo do mercado de trabalho, mas como se trata de matéria institucional, isto não afeta a análise em torno do desequilíbrio regional, objeto maior deste estudo.

### 5.1.2 Estimação da Equação de Salários

A técnica de decomposição que objetiva explicar a contribuição de cada variável independente da equação de Mincer sobre a desigualdade dos salários, origina-se de uma equação de salários do tipo:

$$\ln Y_i = \sum_{j=0}^m \beta_j x_{ij} \quad (12)$$

onde:  $x_{ij}$  representa a  $j$ -ésima variável explicativa da equação de salários. Por causa da propriedade de aditividade, estas variáveis devem ser exógenas. Supõe-se, quando  $j=0$ , que  $x_{i0}=1$ , i.e., o modelo possui um intercepto. O termo de erro aleatório é dado por  $x_{im}$  com  $\beta_m=1$ , e é assumido possuir média igual a zero e distribuição normal. A variável dependente, salário-hora, é usada na forma de logaritmo natural, considerando a sua distribuição aproximadamente *log-normal*.

Assim, para se fazer tanto a decomposição em nível como a decomposição da diferença, faz-se necessário que antes se estime a equação de salários em (12). As principais observações sobre a forma de estimação serão realizadas a seguir.

Para se realizar a estimação da equação de Mincer é preciso tratar o problema da endogeneidade, que, por sua vez, acontece quando a correlação entre alguma das variáveis explicativas ( $x_{ij}$ ) e o erro aleatório ( $\varepsilon_i$ ) é diferente de zero, ou seja,  $\text{cov}(x_{ij}, \varepsilon_i) \neq 0$ . Wooldridge (2002) e Neri (2008) relacionam como principais fontes de endogeneidade a omissão de variáveis, os erros de medição e a simultaneidade. No caso desta pesquisa, a endogeneidade está na variável educação, pelos motivos que serão expostos a seguir. Seguindo Card (1993) e Neri (2008), a habilidade do indivíduo tem efeito tanto sobre o salário quanto sobre a sua escolaridade. Por causa disso, uma parte do retorno da educação se deve a uma maior habilidade da pessoa e não aos seus anos de estudo propriamente ditos; este fato tem como consequência uma superestimação dos retornos da educação. Além

disso, como a variável *habilidade* não é observada nos micro dados da PNAD/IBGE, a sua ausência no modelo causa uma correlação entre a variável educação e o erro aleatório, materializando, assim, o problema de endogeneidade.

Neste sentido, Neri (2008) ainda aponta outro problema, dessa vez de subestimação dos retornos da educação. Este autor explica que um erro de medida na variável educação se deve ao fato das pessoas não descreverem corretamente a sua escolaridade, geralmente informando um valor acima do verdadeiro, o que causa, naturalmente, um problema de subestimação dos retornos da escolaridade.

Existe ainda a argumentação de que nas equações de salários não são levados em consideração outros benefícios não monetários da escolaridade, como os retornos nas dimensões políticas e psicológicas, por exemplo. E, finalmente, há o problema de simultaneidade, i.e., a dupla causalidade entre a variável *educação* e a variável dependente, o *logaritmo dos salários*.

Sachida *et al.* (2004) seguem a recomendação de Wooldridge (2002) e procuram solucionar este tipo de problema através da utilização de mínimos quadrados ordinários de dois estágios, com variáveis instrumentais. Este método possibilita uma solução geral para o caso em que existe alguma variável endógena no modelo. Para descrevê-lo, inicialmente considera-se a equação de Mincer em (12) como:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_{m-1} x_{im-1} + \varepsilon_i \quad (13)$$

e supõe-se que  $x_{i1}$  seja endógena - no caso desta pesquisa,  $x_{i1}$  representa a educação do indivíduo -, ou seja,  $\text{cov}(x_{i1}, \varepsilon_i) \neq 0$ . A seguir, existe a necessidade de se estabelecer um instrumento  $z_i$  que não esteja em (13) e que seja correlacionado com a variável endógena, ou seja,  $\text{cov}(x_{i1}, z_i) \neq 0$ , e não-correlacionado com o erro aleatório, ou seja,  $\text{cov}(z_i, \varepsilon_i) = 0$ . Esta necessidade vem do fato de que a utilização do método de mínimos quadrados de dois estágios consiste em estimar a variável potencialmente endógena  $x_{i1}$  como uma projeção linear sua sobre o conjunto



formado por todas as outras variáveis explicativas e pelo instrumento  $z_i$ . Desta forma, devemos ter:

$$x_{i1} = \varphi_1 + \varphi_2 x_{i2} + \varphi_3 x_{i3} + \dots + \varphi_{m-1} x_{im-1} + \theta z_i + r_i \quad (14)$$

onde, por definição,  $E(r_i) = 0$  e  $r_i$  não é correlacionado com as variáveis explicativas  $x_{i2}, x_{i3}, \dots, x_{im-1}$  e  $z_i$ . Além disso, é necessário que  $\theta \neq 0$ .

O instrumento  $z_i$  escolhido para ser utilizado na estimação da equação de salários neste trabalho é a variável número de pessoas na família e esta opção merece algumas considerações. Inicialmente, deve-se afirmar que a escolha de um instrumento não é trivial. Primeiro, pelas restrições que a variável (ou conjunto de) deve atender; segundo, pela dificuldade de se obtê-la na base de dados utilizada. No caso desta pesquisa, o instrumento existe na PNAD/IBGE e se sustenta na argumentação de que existe uma relação inversa entre educação e o número de pessoas na família, pois, como afirmar De la Croix & Doepke (2003), quanto maior o número de membros em uma família, menor será a aquisição de anos de escolaridade de cada um desses indivíduos por uma questão de restrição orçamentária. Mesmo considerando que este argumento se sustenta, deve-se levar em conta também que o enfrentamento de restrições orçamentárias no âmbito da família pode ser feito de maneiras diversas, o que pode levar a distribuições diferentes de educação. Por exemplo, pode ser que um determinado componente da família, que revele maior talento ou maior interesse, venha a concentrar a maior parte dos investimentos em educação. Nesta direção, o perfil etário dos membros da família também influi na parcela de investimento em educação dedicada a cada componente da família. Ademais, o número de pessoas por família guarda alguma relação de endogeneidade com a renda. Porém, embora levando-se em conta estas observações, nenhuma delas se constitui de fato em restrições suficientes para inviabilizarem o instrumento utilizado, muito menos para a realização do tipo de análise que se deseja nesta pesquisa.

Os resultados das estimações de segundo estágio<sup>8</sup> das equações de salários estão apresentados na TABELA 13. Os resultados obtidos para os coeficientes da variável *educação* no Nordeste determinam retornos de educação iguais a 14,09% e 13,78% em 2003 e 2009, respectivamente; para a região Sudeste os correspondentes resultados foram iguais a 19,34% e 15,86%. Estes valores estão próximos das estimativas de Psacharopoulos (1992), que encontra um valor de 14,7% para o retorno médio da escolaridade em uma equação de salários do tipo *semi-log* para o Brasil, utilizando dados da PNAD de 1989. Cavalieri e Fernandes (1998) encontram um valor igual a 13,76% para o retorno da escolaridade para as regiões metropolitanas brasileiras, estimando a equação de salários com dados da PNAD de 1989.

Com relação à variável *gênero*, os resultados mostram que, na região Nordeste, os salários dos homens eram maiores dos que os das mulheres em 46,40% e 43,68% em 2003 e 2009, respectivamente. Na região Sudeste, os correspondentes valores foram iguais a 45,78% e 42,03%. Estes resultados indicam redução na discriminação por gênero em ambas as regiões.

---

<sup>8</sup> As estimativas de primeiro estágio encontram-se nos APÊNDICES desta pesquisa.

**TABELA 13: Estimativas de Segundo Estágio  
Equação de Salário, Regiões Nordeste e Sudeste**

Variáveis Explicativas	2003		2009	
	NE	SE	NE	SE
<b>Educação</b>	0,1318 (18,52)	0,1768 (16,36)	0,1291 (15,50)	0,1472 (15,07)
<b>Gênero</b>	0,3812 (22,63)	0,3769 (27,07)	0,3624 (19,81)	0,3509 (30,98)
<b>Cor</b>	0,0535 (3,33)	0,0393 (1,69) *	0,0750 (4,94)	0,0540 (2,36) *
<b>Idade</b>	0,0456 (7,88)	0,0659 (11,79)	0,0423 (7,56)	0,0540 (11,49)
<b>Idade<sup>2</sup></b>	-0,0003 (-4,63)	-0,0005 (-7,86)	-0,0003 (-4,51)	-0,0004 (-7,63)
<b>Formal</b>	0,2278 (10,33)	0,1308 (6,71)	0,2353 (9,28)	0,1082 (5,98)
<b>Sind</b>	0,1236 (8,30)	0,1132 (5,51)	0,0898 (6,72)	0,0938 (6,51)
<b>Constante</b>	-0,1561 (-1,22) *	-0,9022 (-5,79)	0,0802 (0,54) *	-0,0121 (-0,08) *
<b>R<sup>2</sup></b>	0,4239	0,3617	0,3605	0,2997
<b>Estatística F</b>	910,09	1041,14	969,73	861,05
<b>Prob &gt; F</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>Hausman</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>Nr. Obs.</b>	16.427	21.349	20.704	25.482

Fonte: estimativas obtidas pelo autor a partir da PNAD/IBGE. Estatística t entre parêntesis (calculada com erros robustos de White).

\* não significativo a 1%

Para a variável *cor*, os resultados estimados para a região Nordeste indicam que brancos e amarelos ganhavam salários 5,50% maiores em 2003 e 7,79% maiores em 2009. Os resultados corroboram com Campante *et al.* (2004), cujo estudo mostra que a região Nordeste não possui uma situação de discriminação racial muito significativa.

A variável *idade* mostrou-se significativa em todas as regressões e, como se esperava, a relação não linear entre a variável *idade* e o salário mostrou-se válida. A concavidade da função pode ser percebida pelo coeficiente negativo da variável *idade* quando esta é elevada ao quadrado. Conseqüentemente, quanto maior a *idade* maior o salário-hora, porém, essa relação se inverte após a *idade* chegar a determinado valor, ou seja, a maior idade passa a se refletir em menores salários.

Os resultados mostram ainda que os trabalhadores com situação formal no mercado de trabalho recebem maiores salários em ambas as regiões, com

acréscimos maiores no Nordeste. As estimativas para esta região mostram que o fato de se ter carteira assinada aumentava o salário em 25,58% em 2003 e 26,52% em 2009. Para a região Sudeste, os valores correspondentes são iguais a 13,97% e 11,43%.

Observa-se, ainda, se o fato do trabalhador ser ou não vinculado a alguma entidade sindical tem efeito sobre os salários. Os resultados para a região Nordeste mostram que, em 2009 o trabalhador sindicalizado recebia por volta de 9,40% a mais, enquanto que essa estimativa para o Sudeste é de 9,83%. Em 2003, os valores correspondentes eram iguais a 13,16% e 11,99%.

O teste de Hausman mostra que a hipótese de exogeneidade foi rejeitada, indicando que a variável *educação* é endógena na equação de salários em todas as regressões feitas, uma vez que os p-valores são todos muito próximos de zero. Este fato corrobora o que se afirma em Wooldridge (2002), e indica que o uso do método de mínimos quadrados de dois estágios mostra-se mais apropriado, relativamente ao método dos mínimos quadrados ordinários.

### 5.1.3 Decomposição em Nível

Esta decomposição objetiva explicar a contribuição de cada variável independente da equação de Mincer sobre a desigualdade dos salários. Retomando a equação (12) definida anteriormente, temos:

$$\ln Y_i = \sum_{j=0}^m \beta_j x_{ij} \quad (12)$$

Shorrocks (1982) e Fields (2003) tomam a covariância dos dois termos da equação (12). Realizando o mesmo procedimento, teremos:

$$\text{cov}\left(\sum_{j=0}^m \beta_j x_{ij}, \ln Y_i\right) = \sum_{j=0}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) \quad (15)$$

Substituindo-se  $\text{cov}\left(\sum_{j=0}^m \beta_j x_{ij}, \ln Y_i\right) = \sigma^2(\ln Y_i)$  em (15), teremos:

$$\sigma^2(\ln Y_i) = \sum_{j=0}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) \quad (16)$$

Dividindo-se ambos os termos de (16) por  $\sigma^2(\ln Y_i)$ , teremos:

$$\frac{\sum_{j=0}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma^2(\ln Y_i)} = 1 \quad (17)$$

Considerando  $\frac{\sum_{j=0}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma^2(\ln Y_i)} = \sum_{j=0}^m S_j(\ln Y_i)$ , podemos escrever:

$$S_j(\ln Y_i) = \frac{\text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma^2(\ln Y_i)} \quad (18)$$

Mas, sabe-se que:

$$\begin{aligned} \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) &= \sigma(\ln Y_i) \times \sigma(\beta_j x_{ij}) \times \text{correl}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) \\ &= \beta_j \times \sigma(x_{ij}) \times \sigma(\ln Y_i) \times \text{correl}(x_{ij}, \ln Y_i) \end{aligned} \quad (19)$$

Daí, substituindo-se (19) em (18), teremos:

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

e, finalmente:

$$S_j(\ln Y_i) = \frac{\beta_j \times \sigma(x_{ij}) \times \text{correl}(x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma(\ln Y_i)} \quad (20)$$

Cada  $S_j(\ln Y_i)$  expesso pela equação (20) representa a parcela da variância do logaritmo natural da renda que é atribuída ao j-ésimo fator explicativo da equação de salários, incluindo o erro aleatório. Através da equação (20), observa-se que a “decomposição em nível” é obtida a partir das informações sobre os coeficientes estimados na equação de salários, o desvio padrão das variáveis explicativas, a correlação destas variáveis com a variável dependente e, ainda, o desvio padrão da variável dependente. Seguindo Shorrocks (1982), é possível ainda afirmar que:

$$\sum_j S_j(\ln Y_i) = 100\% \quad (21)$$

#### 5.1.4 Decomposição em Diferenças

O objetivo da decomposição em diferenças é determinar os efeitos de cada variável sobre as mudanças na desigualdade de renda entre dois períodos distintos. Seja  $\Pi_j(I(\cdot))$  a contribuição do j-ésimo determinante da renda salarial para a mudança no índice de desigualdade  $I(\cdot)$ , que representa, nesta pesquisa, o índice de Gini. A partir de Fields (2003), tem-se que:

$$\Pi_j(I(\cdot)) = \frac{S_{j,2} \times I(\cdot)_2 - S_{j,1} \times I(\cdot)_1}{I(\cdot)_2 - I(\cdot)_1} \quad (22)$$

em que  $S_j$  é determinado pela equação (20). Dessa forma, decorre naturalmente da equação (22) que:

$$\sum_j \Pi_j(I(\cdot)) = \sum_j \frac{S_{j,2} \times I(\cdot)_2 - S_{j,1} \times I(\cdot)_1}{I(\cdot)_2 - I(\cdot)_1} = 100\% \quad (23)$$

onde: se  $\Pi_j(I(\cdot)) > 0$ , então o j-ésimo componente contribuiu para a queda da desigualdade; caso contrário, o j-ésimo componente contribuiu para a elevação da concentração de renda.

Os resultados para as decomposições (de nível e da diferença) para as regiões Nordeste e Sudeste estão apresentados, respectivamente, nas TABELAS 14 e 15. No Nordeste, a componente *educação* explicou 40,51% do índice de Gini da renda salarial em 2003 e 39,68% em 2009. Os valores correspondentes para a região Sudeste são iguais a 54,22% e 40,81%. Em termos das mudanças no índice de Gini do período, a variável *educação* contribuiu com 53,63% no Nordeste e 171,49% na região Sudeste – a explicação para este impacto acima de 100% está no fato do resíduo ter apresentado um efeito concentrador de renda com magnitude igual a -92,20%. Portanto, a variável *educação* mostrou-se, em ambas as regiões, a mais relevante para explicar tanto os níveis de desigualdade quanto as mudanças na concentração de renda.

Com relação à variável *gênero*, enquanto no Nordeste houve um impacto de 26,05% na redução do índice de Gini da renda salarial, no Sudeste o efeito observado foi concentrador de renda, com magnitude de -1,32%. O formalismo no mercado de trabalho explicou 2,99% das mudanças na desigualdade da região Nordeste e 8,23% na região Sudeste. A filiação dos trabalhadores às entidades sindicais, por sua vez, explicou 7,18% das variações no índice de Gini da renda salarial no Nordeste e 6,54% na região Sudeste. A variável *idade* praticamente não explicou as mudanças na desigualdade de renda. Este fato era esperado, posto que é usual incluir *idade* e seu quadrado como variáveis explanatórias porque o efeito da variável *idade* não é linear; como a decomposição é baseada nas covariâncias, que só captam relações lineares, a componente *idade* tem pouco poder para explicar as mudanças na desigualdade segundo essa metodologia.

Tabela 14 – Contribuição das Variáveis Explicativas Decomposição em Nível e Decomposição da Diferença para a região Nordeste, 2003-2009

Variáveis Explicativas	Sj(lnY), 2003	Sj(lnY), 2009	$\Pi_j = (Gini)$ 2003 - 2009
Educação	0,4051	0,3968	0,5363
Gênero	0,0416	0,0277	0,2605
Cor	0,0052	0,0073	-0,0281

Variáveis Explicativas	Sj(lnY), 2003	Sj(lnY), 2009	$\Pi_j = (Gini)$ 2003 - 2009
Idade	0,0183	0,0169	0,0395
Formal	0,0627	0,0648	0,0299
Sind	0,0135	0,0098	0,0718
Resíduo	0,4537	0,4766	0,0900

Fonte: Elaborado pelo autor a partir da PNAD/IBGE

Tabela 15 – Contribuição das Variáveis Explicativas Decomposição em Nível e Decomposição da Diferença para a região Sudeste, 2003-2008

Variáveis Explicativas	Sj(lnY), 2003	Sj(lnY), 2008	$\Pi_j = (Gini)$ 2003 - 2008
Educação	0,5422	0,4081	1,7149
Gênero	0,0391	0,0451	-0,0132
Raça	0,0064	0,0079	-0,0070
Idade	0,0308	0,0252	0,0796
Formal	0,0240	0,0173	0,0823
Sind	0,0164	0,0108	0,0654
Resíduo	0,3411	0,4855	-0,9220

Fonte: Elaborado pelo autor a partir da PNAD/IBGE



## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em resumo, os resultados encontrados apontam para a idéia de que, quando se avaliam a partir de 1995 os rebatimentos regionais do movimento nacional da renda observam-se dois movimentos assimétricos: nos períodos de expansão, a renda no Nordeste tem crescido de forma mais acelerada do que no Sudeste e, nos períodos de contração, ela tem caído menos fortemente. A exceção é feita para o período recessivo de 2002-2003, em que a taxa de redução da renda no Nordeste é ligeiramente maior. Observa-se também para o índice de bem-estar de Sen, resultado semelhante ao movimento de aproximação da renda entre as regiões.

No entanto, quando se leva em conta o movimento de renda entre os mais pobres, através da construção de uma medida de intensidade de crescimento “pró-pobre”, seguindo Kakwani e Son (2008), observa-se que nos períodos de expansão até 2002 há aproximação entre as regiões, mas após 2003, divergência. Nos períodos de contração da renda, não se verificou um padrão comum, já que no primeiro período mostrou-se haver divergência, enquanto que no segundo, aproximação. A ausência de um padrão único pode ser devido ao fator que motivou a retração da renda nacional. Mas, avaliando o saldo no período completo, verifica-se uma tendência de distanciamento entre as regiões, com maiores ganhos na região Sudeste.

Esta pesquisa contribui para a literatura nacional ao introduzir no debate sobre convergência de renda entre as regiões do país a idéia de convergência também de bem-estar. Essa discussão é colocada para os anos que seguem a partir da segunda metade da década de 1990, quando o Brasil inicia um longo período de estabilidade macroeconômica. Adicionalmente, a análise realizada é enriquecida com a idéia de se investigar os movimentos de renda e bem-estar nos períodos de expansão e contração da renda nacional.

O principal resultado observado é que apesar de se verificar uma contínua aproximação entre as regiões Nordeste e Sudeste em termos de renda familiar *per*

*capita* e em termos de bem-estar medido pelo índice de Sen (1977), quando se pondera de forma mais intensa a renda dos mais pobres, através da medida de crescimento pró-pobre de Kakwani e Son (2008), verifica-se certo distanciamento entre as regiões. Isso ocorre principalmente porque os ganhos de produtividade no mercado de trabalho no Sudeste além de aumentarem a renda salarial - e, conseqüentemente, a renda familiar -, também estão atuando como redutores de desigualdades, beneficiando proporcionalmente mais os trabalhadores de famílias mais pobres. Em extensão a esse resultado, observa-se também que apesar do aumento da escolaridade entre os trabalhadores pobres ter sido maior no Nordeste, o retorno desta educação foi menor, o que contribuiu para uma menor produtividade no agregado. Evidências interessantes nessa direção já tinham sido apontadas por Resende e Wyllie (2006).

Esta pesquisa contribui também para a discussão sobre os determinantes da desigualdade de renda salarial nas regiões Sudeste e Nordeste, no período 2003-2009, através da aplicação de uma metodologia de decomposição presente em Fields (2003) e baseada em Shorrocks (1982). A variável *educação* mostrou-se ser a mais importante para explicar tanto os níveis de desigualdade nas regiões quanto para determinar as mudanças na concentração da renda salarial no período. Este resultado deve ser considerado como um importante indicador para elaboração de políticas públicas.

Outra contribuição deste estudo diz respeito aos impactos relativos das diversas fontes da renda familiar sobre a desigualdade. Nesta direção, utilizando-se metodologia de decomposição do índice de Gini apresentada em Hoffmann (2006), observaram-se os expressivos efeitos da renda salarial como redutor de desigualdades, notadamente no Sudeste. A maior participação dos programas de transferências do governo para a queda da desigualdade no Nordeste também foi verificada, porém, nas zonas rurais, em que pese uma maior participação desta parcela na renda familiar, os resultados em termos de redução das desigualdades foram praticamente nulos. Nas zonas rurais do Sudeste, ao contrário, a renda salarial provocou os maiores efeitos sobre a redução de mais de 9 (nove) pontos percentuais no índice de Gini.

Com relação aos entendimentos sobre os determinantes da desigualdade, uma extensão desta pesquisa é encontrar os condicionantes para as diferenças entre as distribuições de renda familiar – ao invés da renda salarial –, considerando, além dos efeitos-preço, presente nas equações mincerianas, os efeitos das estruturas ocupacionais das famílias e das dotações individuais, que possuem estreita relação com as escolhas que os indivíduos fazem na vida profissional. Bourguignon e Ferreira (2007) oferecem uma inovadora metodologia que pode, inclusive, constituir-se num apropriado caminho para essa extensão.

Um avanço também possível é procurar entender melhor os condicionantes que expliquem porque a produtividade dos pobres tem crescido mais no Sudeste. A estrutura educacional familiar pode ser um importante caminho de novas investigações, como observado em Ramos e Reis (2008). Outro ponto a ser explorado é compreender como o mercado de trabalho busca e remunera trabalho qualificado entre as regiões, já que os principais estudos existentes olham apenas para a questão do ponto de vista nacional. Ramos (2006), por exemplo, conclui que o comportamento dos retornos de educação deve-se em grande parte à natureza das mudanças na oferta e demanda por qualificação no âmbito do mercado de trabalho. Na mesma direção, Andrade e Menezes-Filho (2005) mostram que, embora havendo redução na proporção de pessoas com baixa escolaridade na força de trabalho do Brasil, a demanda relativa por trabalho qualificado e intermediário não cresceu entre 1981 e 1999<sup>9</sup>. Nesse sentido, as estimativas por regiões seriam extensões interessantes e ajudariam a melhor compreensão da questão do desequilíbrio regional brasileiro.

Além dos pontos já levantados, novos estudos poderiam ressaltar também os aspectos qualitativos do serviço de educação praticado em cada região do país, pois, a dificuldade que as pessoas têm de transformar educação em renda depende também do tipo de educação recebida, cuja qualidade revela-se no mercado de trabalho. Nesse sentido, a participação do setor público como provedor de educação, especialmente em regiões pobres, tem um papel extremamente relevante. Como observado por Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) as pessoas

---

<sup>9</sup> Seria interessante como extensão a esta pesquisa, a ampliação do período analisado para a década de 2000, abrangendo a recuperação do mercado de trabalho no Brasil a partir de 2003.

de baixa renda estariam sempre propensas em não investir em educação dado o elevado custo de oportunidade até o investimento realizado se tornar atrativo. Desta forma, a atenção máxima na educação pública em regiões carentes parece ser um dos caminhos mais relevantes de ação para equalização do bem-estar social entre todas as regiões do país.

## REFERÊNCIAS

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

ANDRADE, A. A. S., Naércio Menezes-Filho (2005): "O Papel da Oferta de Trabalho no Comportamento dos Retornos à Educação no Brasil". IBMEC, São Paulo.

ANDRADE, E., Laurini, M., Madalozzo, R., Pereira, P. L.Vals (2004): "Convergence Clubs among Brazilian Municipalities". *Economic Letters*, 83, p. 179-184, 2004.

BHAGWATI, J., 1988, "Poverty and Public Policy", 1987 Vikram Sarabhai Lecture, World

BARROS, Ricardo Paes de (1993): "Regional Disparities in Education within Brazil: the Role of Quality of Education". Texto para Discussão N° 311, IPEA, Brasília.

BARROS, Ricardo Paes e Rosana Mendonça. (1995): "Os Determinantes da desigualdade no Brasil", Texto para Discussão N° 377, IPEA, Brasília.

BARROS, Ricardo Paes, José Marcio e Rosana Mendonça (1997): "A Estrutura do Desemprego no Brasil", Texto para Discussão N° 478, IPEA, Brasília.

BARROS, Ricardo Paes, Mirela de Carvalho, Samuel Franco e Rosana Mendonça. (2006): "A Queda Recente da Desigualdade de Renda no Brasil". Em Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente. Organizadores: Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel, Gabriel Ulyssea. Cap.2. Vol.1. IPEA. Brasília.

BOURGUIGNON, F. (2003): "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.

BOURGUIGNON, F. *The Poverty-Growth-Inequality Triangle*. DC: World Bank, Washington, 2004.

BOURGUIGNON, F., FERREIRA, F. H. G. (2008) Beyond Oaxaca-Blinder: Accounting for differences in household income distributions. *J Econ Inequal* (2008) 6:117-148.

CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. V.; LEITE, P. (2004) Desigualdade Salarial entre Raças no Mercado de Trabalho Urbano Brasileiro: Aspectos Regionais. Rio de Janeiro: Revista Brasileira de Economia, vol. 58 abril/jun. p. 186-209.

CARD, D. (1993) Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling. NBER. Discussion Paper n. 4483.

CAVALIERI, C.H., FERNANDES, R. (1998). Diferenciais de salários por gênero e cor: uma comparação entre as regiões metropolitanas brasileiras. *Revista de Economia Política*, v. 18, n. 1 (69), p.158-175, janeiro-março 1998.

CORSEUIL, Carlos Henrique e Miguel N. Foguel (2002): “Uma Sugestão de Deflatores para Rendas Obtidas a Partir de Algumas Pesquisas Domiciliares do IBGE”. IPEA, Texto para Discussão, Nº 897. Rio de Janeiro

DATT, G.; 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. 83, p. 275-95, 1992.

DE LA CROIX, D.; DOEPKE, M. (2003) Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters. *The American Economic Review*. Vol 93. no. 4. p.1093-1113.

ELLERY Roberto Jr; Ferreira, P. (1996): “Convergência entre a Renda per capita dos Estados Brasileiros. *Revista de Econometria*, v. 16, n. 1, p. 83-103.

FERREIRA, A. H. B (1996): “Evolução Recentes da Renda per capita Estaduais no Brasil: o que a Nova Evidência Mostra”. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 27, n. 3, p. 363-374, jul/set.

\_\_\_\_\_. (1999): “Concentração Regional e Dispersão das Rendas per capita Estaduais: um Comentário”. *Estudos Econômicos*, vol. 29, n. 1, p. 47-63, jan/mar.

\_\_\_\_\_. (2000): “Convergence in Brazil: Recent Trends and Long-Run Prospects”. *Applied Economics*, 32, p. 479-489.

FERREIRA, A.; Diniz, C.(1995): “Convergência entre as Rendas per capita Estaduais no Brasil” *Revista de Economia Política*, Vol. 15, n. 4 (60).

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

FOSTER, J.E.; GREER, J.; THORBECKE E. A class of decomposable poverty indices. *Econometrica* , 52, p.761-766, 1984.

GODOY, M. R.; NETO, G. B.; RIBEIRO, E. P. (2006) Estimando as Perdas de Rendimento Devido à Doença Renal Crônica no Brasil. In: XXXIV Encontro Nacional de Economia ANPEC, Salvador. no. 38.

GONDIN, J.L; Flávio Ataliba Barreto e José Raimundo Carvalho (2007). "Condicionantes de Clubes de Convergência no Brasil". Revista Estudos Econômicos, São Paulo, Vol. 37, n 1.

HOFFMANN, R. (2006): "Transferências de Renda e a Redução da Desigualdade no Brasil e 5 Regiões entre 1997 e 2004". Mimeografado.

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADA - IPEA (2008). "PNAD 2007: Primeiras Análises, Pobreza e Mudança Social". Vol 1. Comunicado da Presidência, Nº 9 Set. Brasília.

JONES, Charles I., (1997): "On the Evolution of the World Income Distribution", Journal of Economic Perspectives, Vol. 11, Nº 3, Summer, pp. 19-36.

KAKWANI, N (1980): "Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Applications". Oxford University Press, London.  
KAKWANI, N. On Measuring Growth and Inequality Components of Poverty with Application to Thailand. Journal of Quantitative Economics, v. 16, 2000.

KAKWANI, N; Neri, M e Son, H (2006). "Linkages between Growth, Poverty and the Labor Market". Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, Ensaios Econômicos, Nº 634.

KAKWANI, N.; SON, H. H. Poverty Equivalent Growth Rate. The Review of Income and Wealth, series 54, n 4, p. 643–55, dec. 2008.

LOPEZ, H. (2004). "Pro-Poor-Growth: A Review of What We Know (and of What We Don't)". Mimeo. The World Bank.

LOPEZ, H. and L. Serven (2004): "The Mechanics of Growth-Poverty-Inequality Relationship", Mimeo, The World Bank.

MACHADO, Ana Flávia e Rafael Perez Ribas (2008): "Mudanças no Mercado de Trabalho Retiram Famílias da Pobreza? Determinantes Domiciliares e Agregados Para a Saída da Pobreza nas Regiões Metropolitanas do Brasil", Texto para Discussão Nº 1336, IPEA, Brasília.

MACHADO, Ana Flávia, Rafael Perez Ribas e Mariângela Penido (2007): "Mobilidade entre os Estados de Pobreza e Inserção no Mercado de Trabalho: uma Análise para o Brasil Metropolitano em 2004". *Economia Aplicada*, V.11, Nº 2, P.253-279, Abril-Junho, São Paulo.

MARINHO, Emerson, SOARES, F., BENEGAS, M.. (2004): "Desigualdade de Renda e Eficiência Técnica na Geração de Bem-Estar entre os Estados Brasileiros". *RBE*, Rio de Janeiro, 58 (4): 583-608. Out/Dez.

MOSSI, M. B; Aroca, P., Fernandez, I. J. (2003): "Growth Dynamics and Space in Brazil". *International Regional Science Review*, Vol. 26, n. 3, p. 393-418, jul.

NERI, M. C.. . (2006): "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. Vol.1. IPEA. Brasília.

\_\_\_\_\_. (2007): "Miséria, Desigualdade e Políticas de Renda: O Real do Lula" - Rio de Janeiro: FGV/IBRE, CPS.

\_\_\_\_\_. (2008): "Income policies , income distribution, and the distribution of opportunities in Brazil" - Rio de Janeiro: FGV/IBRE, CPS.

PESSOA, S. (2001): "Existe um problema de desigualdade regional no Brasil?" In: Encontro Nacional de Economia, Anais 29, Salvador.

PESSOA, S., CAVALCANTI, P. e Luis Guilherme S. (2007): "Por que o Brasil não Precisa de Política Industrial". *Ensaios Econômicos*, EPGE/FGV, RJ, Nº 644.

PSACHAROPOULOS, G. (1992) Returns to Investment in Education: a Global Update. World Bank. WPS 1067.

RAMOS, L. (2006): "Desigualdade de Rendimentos do Trabalho no Brasil no período Pós-Real, Nota Técnica, IPEA, Rio de Janeiro.

RAMOS, L., REIS, M. C. (2008): "A Escolaridade dos Pais e os Retornos à Educação no Mercado de Trabalho. Nota Técnica, IPEA, Rio de Janeiro

RAMOS, L., VIEIRA, M. L. (2006): "Determinantes da desigualdade de rendimentos no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores". Em *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Organizadores: Ricardo Paes de Barros, Miguel Nathan Foguel, Gabriel Ulyssea. Cap. 6. Vol 1. IPEA. Brasília.



RAVALLION, M. Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages. World Development, v. 29, n. 11, p. 1803-1815, 2001.

Resende, M., Wyllie, R (2006): "Retornos para Educação no Brasil: Evidências Empíricas Adicionais. São Paulo, Economia Aplicada, Vol. 10, N. 3, P. 349-365, 2006.

SACHSIDA, A., Loureiro, P.R.A., Mendonça, M. J. C. (2004): "Um Estudo Sobre Retorno em Escolaridade no Brasil – Rio de Janeiro: RBE.

SALVATO, Márcio, Ângelo Duarte e Pedro Cavalcanti (2007): "Disparidades Regionais ou Educacionais? Um Exercício com Contrafactuais". Mimeografado

SEN, A. K. (1977): On Economic Inequality. Clarendon Press, Oxford.

SOARES, Fabio Veras, Sergei Soares, Marcelo Medeiros e Rafael Guerreiro (2006): "Programas de Transferência de Renda no Brasil: Impactos Sobre A Desigualdade". IPEA, Texto para Discussão Nº 1228, Brasília.

SOARES, R. R.; GONZAGA, G. (1999) Determinantes de Salários no Brasil: Dualidade ou Não-Linearidade do Retorno à Educação? Revista de Econometria, vol. 19, no. 2, p. 367-404.

SON, H. H. Interrelationship between Growth, Inequality, and Poverty: The Asian Experience. Asian Development Review, v. 24, n. 2, p. 37-63, 2007.

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

WAL, P. A. Economic Growth and Poverty Reduction: Evidence from Kazakhstan. Asian Development Review, v. 24, n. 2, p. 90-115, 2008.

WODON, Quentin and Shlomo Yitzhaki (2005): "Growth and Convergence: A Social Welfare Framework". Review of Income and Wealth, series 51, Number 3, Sept.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. (2002) Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. The MIT Press, Cambridge, MA.

ZINI Jr., Álvaro (1998): "Regional Income Convergence in Brazil and its Socio-Economic Determinants". Economia Aplicada, Vol. 2.

## APÊNDICES

### ESTATÍSTICA DESCRITIVA - NORDESTE 2003

Variável	Nº de Obs	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Educação	16427	6.6384	4.6039	0	15
Gênero	16427	0.5921	0.4914	0	1
Cor	16427	0.2874	0.4525	0	1
Idade	16427	36.1825	8.0737	25	55
Idade2	16427	1374.3590	620.3047	625	3025
Formal	16427	0.5309	0.4990	0	1
Sind	16427	0.1929	0.3946	0	1
lnrenda	16427	2.2823	0.8113	-1.9351	5.9498

### ESTATÍSTICA DESCRITIVA - SUDESTE 2003

Variável	Nº de Obs	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Educação	21349	7.7668	4.2366	0	15
Gênero	21349	0.5603	0.4963	0	1
Cor	21349	0.5855	0.4926	0	1
Idade	21349	37.1893	8.2755	25	55
Idade2	21349	1451.5310	640.9293	625	3025
Formal	21349	0.6819	0.4657	0	1
Sind	21349	0.2078	0.4057	0	1
lnrenda	21349	2.4852	0.8090	-1.0296	6.83079

### MATRIZ DE CORRELAÇÃO - NORDESTE 2003

	Educação	Gênero	Raça	Idade	Idade2	Formal	Sind	lnrenda
Educação	<b>1.0000</b>							
Gênero	-0.1709	<b>1.0000</b>						
Cor	0.1705	-0.0434	<b>1.0000</b>					
Idade	-0.2075	-0.0093	-0.0175	<b>1.0000</b>				
Idade2	-0.2039	-0.0073	-0.0185	0.9946	<b>1.0000</b>			
Formal	0.3180	0.1214	0.0638	-0.0176	-0.0187	<b>1.0000</b>		
Sind	0.1283	0.0663	0.0218	0.0698	0.0695	0.2498	<b>1.0000</b>	
lnrenda	0.5279	0.1200	0.1689	0.0378	0.0369	0.4292	0.2105	<b>1.0000</b>

**MATRIZ DE CORRELAÇÃO - SUDESTE 2003**

	Educação	Gênero	Raça	Idade	Idade2	Formal	Sind	Inrenda
Educação	<b>1.0000</b>							
Gênero	-0.0800	<b>1.0000</b>						
Cor	0.2518	-0.0190	<b>1.0000</b>					
Idade	-0.2162	-0.0079	0.0142	<b>1.0000</b>				
Idade2	-0.2149	-0.0058	0.0148	0.9946	<b>1.0000</b>			
Formal	0.2225	0.1253	0.0837	-0.0416	-0.0450	<b>1.0000</b>		
Sind	0.1931	0.1025	0.0591	0.0304	0.0268	0.2646	<b>1.0000</b>	
Inrenda	0.5855	0.1691	0.2657	0.0457	0.0410	0.3185	0.2897	<b>1.0000</b>

**ESTATÍSTICA DESCRITIVA - NORDESTE 2009**

Variável	Nº de Obs	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Educação	20704	7.7638	4.5036	0	15
Gênero	20704	0.5804	0.4935	0	1
Cor	20704	0.2740	0.4460	0	1
Idade	20704	36.4703	8.1963	25	55
Idade2	20704	1397.2550	631.7895	625	3025
Formal	20704	0.5641	0.4958	0	1
Sind	20704	0.1998	0.3998	0	1
Inrenda	20704	2.5731	0.7735	-3.2958	6.3110

**ESTATÍSTICA DESCRITIVA - SUDESTE 2009**

Variável	Nº de Obs	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Educação	25482	8.7997	4.1189	0	15
Gênero	25482	0.5532	0.4971	0	1
Cor	25482	0.5254	0.4993	0	1
Idade	25482	37.5324	8.5458	25	55
Idade2	25482	1481.7110	667.3743	625	3025
Formal	25482	0.7329	0.4424	0	1
Sind	25482	0.2017	0.4013	0	1
Inrenda	25482	2.9947	0.7062	-0.4382	8.8738

**MATRIZ DE CORRELAÇÃO - NORDESTE 2009**

	Educação	Gênero	Raça	Idade	Idade2	Formal	Sind	lnrenda
Educação	<b>1.0000</b>							
Gênero	-0.1709	<b>1.0000</b>						
Cor	0.1705	-0.0434	<b>1.0000</b>					
Idade	-0.2075	-0.0093	-0.0175	<b>1.0000</b>				
Idade2	-0.2039	-0.0073	-0.0185	0.9946	<b>1.0000</b>			
Formal	0.3180	0.1214	0.0638	-0.0176	-0.0187	<b>1.0000</b>		
Sind	0.1283	0.0663	0.0218	0.0698	0.0695	0.2498	<b>1.0000</b>	
lnrenda	0.5279	0.1200	0.1689	0.0378	0.0369	0.4292	0.2105	<b>1.0000</b>

**MATRIZ DE CORRELAÇÃO - SUDESTE 2009**

	Educação	Gênero	Raça	Idade	Idade2	Formal	Sind	lnrenda
Educação	<b>1.0000</b>							
Gênero	-0.0716	<b>1.0000</b>						
Cor	0.2239	-0.0179	<b>1.0000</b>					
Idade	-0.2419	-0.0033	0.0071	<b>1.0000</b>				
Idade2	-0.2383	-0.0026	0.0092	0.9948	<b>1.0000</b>			
Formal	0.2068	0.1447	0.0715	-0.0613	-0.0616	<b>1.0000</b>		
Sind	0.1387	0.1170	0.0442	0.0189	0.0173	0.2215	<b>1.0000</b>	
lnrenda	0.5205	0.1999	0.2264	0.0423	0.0401	0.2797	0.2230	<b>1.0000</b>

**TABELA A: Estimativas de Primeiro Estágio**  
**Equação de Salário, Regiões Nordeste e Sudeste**

Variáveis	2003		2009	
	NE	SE	NE	SE
<b>Gênero</b>	-1,7947 (-27,68)	-0,9016 (-16,89)	-1,8171 (-32,08)	-0,8366 (17,40)
<b>Cor</b>	1,6446 (23,47)	1,9066 35,71	1,3378 (21,57)	1,6492 (34,81)
<b>Idade</b>	-0,1092 (-2,93)	-0,1449 -4,74	-0,2445 (-7,55)	-0,1862 (-6,85)
<b>Idade<sup>2</sup></b>	0,0002 (0,48) *	0,0004 (1,12) *	0,0017 (4,10)	0,0009 (2,65)
<b>Formal</b>	2,6022 (39,12)	1,4861 25,31	2,7408 (47,16)	1,5341 (27,79)
<b>Sind</b>	1,0560 (12,58)	1,5682 23,39	0,8331 (11,66)	1,1021 (18,25)
<b>Nr Comp</b>	-0,4106 (-21,35)	-0,3021 -15,79	-0,3622 (-18,93)	-0,2923 (-16,25)
<b>Constante</b>	10,8597 (15,70)	11,6503 20,36	14,5352 (24,13)	13,6723 (26,66)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,2276	0,1907	0,2255	0,1700
<b>Estatística F</b>	691,31	718,48	860,77	745,28
<b>Prob &gt; F</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>Nr. Obs.</b>	16.427	21.349	20.704	25.482

Fonte: estimativas obtidas pelo autor a partir da PNAD/IBGE. Estatística t entre parêntesis (calculada com erros robustos de White).

\* não significativo a 1%

