

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

HÉLIO AUGUSTO DE A. R. BERNI

**EVOLUÇÃO DOS DETERMINANTES DA DESIGUALDADE DE
RENDA SALARIAL NO NORDESTE**

FORTALEZA
2007

HÉLIO AUGUSTO DE A. R. BERNI

**EVOLUÇÃO DOS DETERMINANTES DA DESIGUALDADE DE
RENDA SALARIAL NO NORDESTE**

Dissertação de Mestrado apresentada ao curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

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

**FORTALEZA
2007**

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

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

Hélio Augusto de A. R. Berni

Dissertação aprovada em 16 de Maio de 2007.

Prof. Dr. Flávio A. F. D. Barreto
(Orientador)

Prof. Dr. Marcelo Lettieri Siqueira
(Membro da Banca Examinadora)

Prof. PhD. Ricardo Brito Soares
(Membro da Banca Examinadora)

AGRADECIMENTOS

Agradeço sinceramente aos meus pais, Celeste e Hélio Berni (*in memoriam*), que sempre se esforçaram para dar uma educação de alta qualidade a seus filhos. Aos meus irmãos, Fernanda e Murilo César, que apesar de estarem longe, sempre me acompanharam.

Agradeço ao Prof. Flávio Ataliba pelo apoio e sugestões ao longo da execução deste trabalho, aos professores Marcelo Lettieri e Ricardo Brito por fazerem parte da banca examinadora, e a todos os professores e funcionários do CAEN que contribuíram para minha formação acadêmica.

Agradeço aos colegas da minha turma de mestrado do ano de 2005 (Cristiano, Geovani, Guaracyane, Pablo e, especialmente, ao Guilherme), aos colegas da turma de 2004 (Bruno, Daniel, Germano, Jimmy, Leandro, Paulo e Victor Hugo), à turma de 2006 (Felipe, Marcelo, Rodolfo e Sylvia), aos alunos do Doutorado (Débora, Dílson, Mércia, Nicolino, Jair e Vítor), aos bolsistas Zilânia e Emanuel, e ao “Assessor para Assuntos Diversos” Cléber.

Agradeço ao CNPq, Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico, pela concessão de bolsa de estudo.

Agradeço finalmente à chegada da minha filha Bárbara, que já enche de entusiasmo e alegria a minha vida.

RESUMO

Apesar da desigualdade de renda no Brasil ainda estar listada entre as maiores do mundo, sua diminuição tem sido um fato marcante no período pós-Plano Real. Dada a importância de modificações ocorridas no mercado de trabalho para explicar esta queda, esta dissertação tem o objetivo de mostrar quais são os seus principais determinantes. A metodologia descrita neste trabalho é aplicada ao Nordeste do Brasil usando os dados da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (PNAD) para os períodos de 1995-2005 e 2001-2005. A decomposição mostra que a variável educação continua sendo o mais importante determinante da desigualdade de renda salarial.

Palavras-chave: Desigualdade de renda salarial. Decomposição. Nordeste.

ABSTRACT

Although Brazilian income inequality is still ranked among the highest in the world, its reduction has been a drawing point after Plano Real. Given the importance of the labor market in explaining this reduction, this research has the objective to show its main determinants. The methodology used in this research is applied to Northeastern Brazil using the data from the national survey PNAD in the years 1995-2005 and 2001-2005. This decomposition shows that education is still the main important determinant of the labor income inequality.

Keywords: Income labor inequality. Decomposition. Northeast.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução do Coeficiente de Gini – Brasil e Macro-Regiões – 1995-2005 Erro! Indicador não definido.

Figura 2 - Curva de Lorenz – Nordeste - 1995, 2001 e 2005 Erro! Indicador não definido.

Figura 3 - Função Densidade de Kernel – Nordeste – 1995-2005Erro! Indicador não definido.

Figura 4 - Função Densidade de Kernel – Nordeste – 2001-2005Erro! Indicador não definido.

LISTA DE TABELAS

- Tabela 1 - Coeficiente de Gini – Brasil e Macro-Regiões – 1995-2005 Erro! Indicador não definido.**
- Tabela 2 - Estatística Descritiva Amostra 1995 Erro! Indicador não definido.**
- Tabela 3 - Estatística Descritiva Amostra 2001 Erro! Indicador não definido.**
- Tabela 4 - Estatística Descritiva Amostra 2005 Erro! Indicador não definido.**
- Tabela 5 - Estimativas de Segundo Estágio..... Erro! Indicador não definido.**
- Tabela 6 - Contribuição das Variáveis Explicativas Erro! Indicador não definido.**
- Tabela 7 - Contribuição das Variáveis Explicativas Erro! Indicador não definido.**
- Tabela 8 - Matriz de Correlação – Variáveis da Amostra 1995.....Erro! Indicador não definido.**
- Tabela 9 - Matriz de Correlação – Variáveis da Amostra 2001.....Erro! Indicador não definido.**
- Tabela 10 - Matriz de Correlação – Variáveis da Amostra 2005.....Erro! Indicador não definido.**
- Tabela 11 - Estimativas de Primeiro Estágio Erro! Indicador não definido.**
- Tabela 12 – Evolução Amostral..... Erro! Indicador não definido.**

SUMÁRIO

I. INTRODUÇÃO	Erro! Indicador não definido.
II. EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA NAS MACRO-REGIÕES DO BRASIL	Erro! Indicador não definido.
<i>II.1 Evidências Empíricas</i>	<i>Erro! Indicador não definido.</i>
<i>II.2 Estimativas Não-Paramétricas</i>	<i>Erro! Indicador não definido.</i>
III. BASE DE DADOS E METODOLOGIA	Erro! Indicador não definido.
<i>III.1 Descrição da Base de Dados</i>	<i>Erro! Indicador não definido.</i>
<i>III.2 Metodologia de Decomposição</i>	<i>Erro! Indicador não definido.</i>
<i>III.2.1 Decomposição em Nível</i>	<i>Erro! Indicador não definido.</i>
<i>III.2.2 Decomposição da Diferença</i>	<i>Erro! Indicador não definido.</i>
IV. REVISÃO DA LITERATURA	Erro! Indicador não definido.
<i>IV.1 Revisão Teórica</i>	<i>Erro! Indicador não definido.</i>
<i>IV.2 Revisão Empírica</i>	<i>Erro! Indicador não definido.</i>
V. ESTIMAÇÃO E RESULTADOS	Erro! Indicador não definido.
<i>V.1 Estimação da Equação de Salários</i>	<i>Erro! Indicador não definido.</i>
<i>V.1.2 Resultados da Estimação</i>	<i>Erro! Indicador não definido.</i>
<i>V.2 Resultados da Decomposição</i>	<i>Erro! Indicador não definido.</i>
<i>V.2.1 Decomposição para o Período 1995-2005</i>	<i>Erro! Indicador não definido.</i>
<i>V.2.2 Decomposição para o Período 2001-2005</i>	<i>Erro! Indicador não definido.</i>
VI. CONSIDERAÇÕES FINAIS	Erro! Indicador não definido.
VII. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	Erro! Indicador não definido.
APÊNDICE	Erro! Indicador não definido.

I. INTRODUÇÃO

O controle da inflação foi o grande foco da política econômica brasileira até o início da década de noventa. Depois da implantação do Plano Real em 1994, outros temas surgiram na agenda econômica do país. Economistas e outros pesquisadores sociais começaram a fazer um esforço, maior do que feito anteriormente, para entender melhor por que o Brasil não crescia a taxas mais elevadas – vale lembrar que a década de oitenta foi um período de recessão – e quais motivos poderiam explicar o fato de o país possuir uma das maiores desigualdades de renda do mundo.

Ao mesmo tempo em que as taxas de inflação diminuía, a sociedade brasileira começava a experimentar uma elevação substancial de sua renda real. No período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, o salário mínimo aumentou 73,15% em termos reais. Neste mesmo período, a desigualdade de renda da economia brasileira começou a declinar de forma quase ininterrupta. O coeficiente de Gini, que é uma medida de desigualdade comumente usada em trabalhos desta natureza, passou de 0,6005, em 1995, para 0,5693, em 2005, ou seja, sofreu uma redução de 5,20% no período. De acordo com a nota técnica do Ipea (2006), esta queda, que parece ser pequena, na verdade representou uma redução significativa. Para uma amostra de 75 países que possuem dados de evolução da desigualdade na década de noventa, menos de 25% apresentaram taxas de redução superiores à brasileira.

Desta maneira, pode-se dizer que a estabilização do nível geral de preços, através do seu efeito sobre os salários reais, causou impactos na diminuição da desigualdade de renda no Brasil. No entanto, não se pode afirmar que a queda da desigualdade teve como principal determinante o decréscimo das taxas de inflação. Existem outras variáveis sócio-econômicas que podem estar relacionadas de alguma forma com este fenômeno. Gosling et al. (1998) explicam que a evolução da desigualdade de renda ao longo do tempo depende também de alterações no ambiente macroeconômico e de fatores institucionais. No caso brasileiro, pode-se pensar em alterações macroeconômicas como as variações na taxa de desemprego que afetam segmentos da sociedade de forma diversa. A maneira como

trabalhadores com carteira assinada ou não recebem rendimentos diferenciados exemplificam os fatores institucionais.

O mercado de trabalho, por exemplo, pode ser um dos responsáveis por esta diminuição na desigualdade de renda através da redução dos diferenciais de salários. De acordo com Ramos e Vieira (2001), existem variáveis representadas pela heterogeneidade dos trabalhadores, pela segmentação e pela discriminação existente no mercado de trabalho que podem determinar estas diferenças na renda salarial.

A proposta desta dissertação, motivada pela importância do comportamento do mercado de trabalho na explicação da desigualdade de renda total, é contribuir para melhorar o entendimento sobre as causas da desigualdade de renda salarial e de sua queda recente.

Existem vários estudos que mostram que as modificações recentes ocorridas no mercado de trabalho têm contribuído para a redução da desigualdade de renda no Brasil. Barros et al. (2007) usam estimações contrafactuais para mostrar que a renda originada do trabalho é responsável por 32% a 46% da diminuição da desigualdade de renda no Brasil no período de 2001 a 2005. Soares (2006) decompõe o coeficiente de Gini e chega à conclusão de que 75% da redução na desigualdade de renda no país se deve à diminuição dos diferenciais de salários, enquanto os programas de transferência de renda, do tipo Bolsa Família, são responsáveis pelos 25% restantes.

Hoffman (2006) também usa a decomposição do coeficiente de Gini para mostrar os determinantes da diminuição da desigualdade de renda brasileira no período de 1997-2004. Seus resultados mostram que aproximadamente 66,5% desta queda é devida à diminuição dos diferenciais de salários no mercado de trabalho, enquanto os programas de transferência de renda são responsáveis por 28% desta diminuição. Estes resultados se alteram quando a decomposição é feita somente para o Nordeste. Para o período 1998-2004, os diferenciais de salários explicam 54,7% da diminuição da desigualdade de renda, enquanto os programas de transferência de renda contribuem com 48,6%.

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 analisados. Métodos não-paramétricos também foram usados para se entender a desigualdade de renda. A vantagem da utilização da metodologia empregada neste trabalho é que, de posse das informações obtidas através da equação de salários, se pode decompor os determinantes da desigualdade de renda salarial. Ou seja, pode-se dizer qual é a participação percentual de cada determinante na explicação da desigualdade.

Este trabalho não possui o objetivo de apontar todas as causas da desigualdade de renda total na economia brasileira. É importante ressaltar que outros tipos de renda, tais como rendas provenientes de ativos financeiros ou programas de transferência de renda do tipo Bolsa Família, que podem contribuir para variações na desigualdade da renda, não são levados em consideração neste estudo¹.

Neste trabalho, em particular, esta análise é feita para a região Nordeste do Brasil nos anos de 1995, 2001 e 2005 utilizando os microdados da Pesquisa Nacional de Amostragem Domiciliar (PNAD). A escolha de se aplicar esta metodologia de decomposição para o Nordeste tem o objetivo de identificar características peculiares da região, que poderiam não ser captadas em análises para o país como um todo, como na maioria dos estudos nacionais que abordam o tema em questão. Vale lembrar que a região Nordeste apresentava a maior desigualdade de renda no início do Plano Real e hoje ainda ocupa o segundo lugar entre as regiões brasileiras, atrás somente da região Centro-Oeste. Além disso, a metodologia utilizada permite entender a variação na desigualdade entre dois períodos distintos. Desta forma, é possível analisar os determinantes da queda da desigualdade de renda no período 1995-2005 e, mais recentemente, no período 2001-2005.

Uma melhor compreensão das causas da desigualdade é fundamental para a escolha de quais políticas públicas devem ser priorizadas para sua diminuição. De posse desta informação, o *policy maker* pode tomar decisões que contribuirão para a diminuição da desigualdade de renda no Brasil e da redução das injustiças sociais existentes no país. Além disso, a importância do entendimento das causas de um processo de desigualdade de renda não está somente ligada à questão de equidade social, mas também à associação com o

¹ Soares (2006) e Hoffman (2006) mostram com detalhes a contribuição destas outras fontes de renda para a desigualdade de renda total.

crescimento econômico e os níveis de pobreza. De acordo com Barreto (2005), a redução da pobreza, outro tema de grande importância econômica atual, pode ser alcançada de forma mais rápida quando um país em crescimento apresenta uma distribuição de renda menos desigual. Portanto, a implantação de políticas públicas para a redução da desigualdade, além de resolver o problema em si, ainda pode atingir indiretamente outras metas de política econômica como o aumento do crescimento e a redução da pobreza.

Além desta introdução, o presente trabalho está organizado da seguinte forma: o capítulo II apresenta dados sobre a evolução da desigualdade de renda nas macro-regiões brasileiras, com especial atenção na região Nordeste, para o período 1995-2005. Este capítulo também mostra algumas estimações não-paramétricas que evidenciam a queda da desigualdade de renda na região. A apresentação da base de dados e da metodologia de decomposição compõem o capítulo III. O capítulo IV faz uma revisão teórica sobre outras metodologias de decomposição. Além disso, este capítulo apresenta uma revisão empírica de trabalhos que tratam de determinantes da desigualdade de renda, incluindo estudos que aplicam a metodologia utilizada neste trabalho. As estimações das equações de salários e os resultados da aplicação da decomposição para a região Nordeste estão no capítulo V. O capítulo VI descreve as considerações finais e sugere trabalhos futuros. As referências bibliográficas estão listadas no capítulo VII. A última parte deste trabalho apresenta um Apêndice com dados e explicações adicionais.

II. EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA NAS MACRO-REGIÕES DO BRASIL

II.1 Evidências Empíricas

A economia brasileira tem apresentado, desde a década de sessenta, uma das maiores desigualdades de renda de todo o mundo. Psacharopoulos (1991) mostra que, dentre uma amostra de 56 países, o Brasil apresenta a maior desigualdade de renda. Squire e Zou (1998) mantém o Brasil no topo deste *ranking* com um coeficiente de Gini médio de 0,578 contra 0,362 do restante da amostra, composta por 49 países, desenvolvidos e em desenvolvimento, para o período de 1947-1994.

Os índices de desigualdade da economia brasileira cresceram na década de setenta e se mantiveram elevados até a metade da década de noventa. Esta situação começou a se alterar depois da implantação do Plano Real quando os índices de desigualdade começam a apresentar uma redução. Apesar desta queda recente, a desigualdade de renda brasileira permanece ainda bastante alta. A parcela da renda total apropriada pelo 1% mais rico da população é da mesma magnitude daquela apropriada pelos 50% mais pobres. Além disso, os 10% mais ricos se apropriam de mais de 40% da renda, enquanto os 40% mais pobres se apropriam de menos de 10% da renda. Mesmo que a concentração de renda ainda esteja elevada, vale chamar atenção para o fato de que o período 2001-2004 apresentou as menores taxas de desigualdade de renda no Brasil desde a década de sessenta (Kakwani et al., 2006).

A Tabela 1, a seguir, mostra a evolução do coeficiente de Gini, que mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar *per capita*, para a economia brasileira e para as macro-regiões no período 1995-2005. O Gini varia de 0 a 1 e pode ser interpretado da seguinte forma: se uma economia apresenta o coeficiente de Gini próximo da unidade, isto significa que a desigualdade de renda é muito elevada. Quanto mais próximo de zero, menor é a sua concentração de renda. Pode-se ver que o coeficiente de Gini para o Brasil caiu de 0,6005 para 0,5693 no período em questão, o que significou uma redução de 0,0312 pontos, ou de 5,20%. É interessante observar que a

queda na desigualdade não foi ininterrupta: de 1999 para 2001, ocorreu uma elevação no coeficiente.

Tabela 1 - Coeficiente de Gini – Brasil e Macro-Regiões – 1995-2005

Ano	Brasil	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Norte
1995	0,6005	0,6040	0,5674	0,5654	0,5850	0,5841
1996	0,6021	0,6198	0,5628	0,5608	0,6009	0,5796
1997	0,6021	0,6168	0,5655	0,5554	0,5991	0,5869
1998	0,6002	0,6098	0,5664	0,5569	0,6026	0,5826
1999	0,5940	0,6049	0,5593	0,5624	0,5927	0,5649
2001	0,5960	0,6000	0,5683	0,5476	0,5980	0,5650
2002	0,5892	0,5947	0,5631	0,5296	0,5949	0,5642
2003	0,5829	0,5849	0,5575	0,5306	0,5806	0,5418
2004	0,5722	0,5828	0,5424	0,5225	0,5724	0,5387
2005	0,5693	0,5708	0,5433	0,5154	0,5773	0,5293
Δ% 95-05	-5,20%	-5,50%	-4,25%	-8,84%	-1,32%	-9,38%
Δ% 01-05	-4,48%	-4,87%	-4,40%	-5,88%	-3,46%	-6,32%

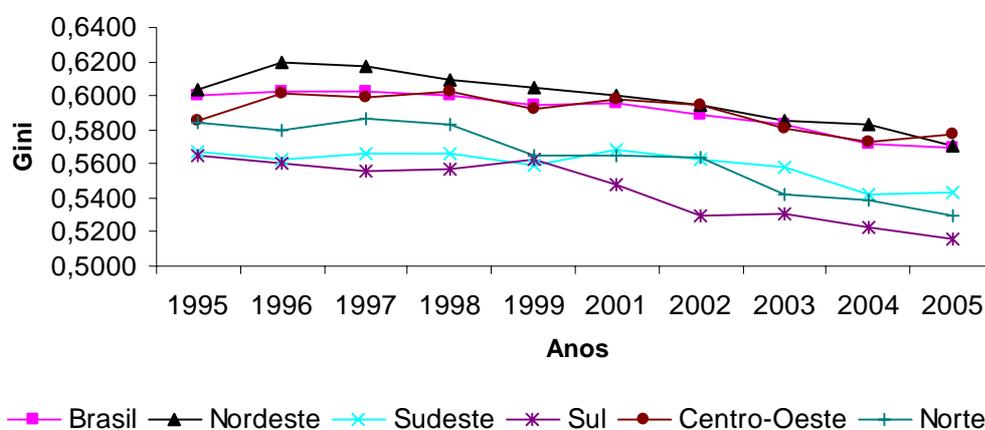
Fonte: Ipeadata.

Seguindo a tendência da economia brasileira, todas as macro-regiões também apresentaram uma diminuição na desigualdade de renda. As regiões Norte, Sul e Nordeste, nesta ordem, apresentaram as maiores reduções no coeficiente de Gini. A região Nordeste apresentou uma queda no coeficiente de Gini de 0,6040, em 1995, para 0,5708, em 2005, o que representou um decréscimo de 0,0332 pontos, ou 5,50%. Em 1995, a região Nordeste apresentava a maior desigualdade de renda entre as regiões, acima do índice nacional, seguida pela região Centro-Oeste. Em 2005, houve uma inversão nessas posições. O Centro-Oeste apresentou a pior distribuição de renda entre as regiões, deixando o segundo lugar para o Nordeste.

Vale ressaltar que nem todas as regiões sofreram uma queda ininterrupta na desigualdade de renda medida pelo Gini no período estudado. A única região que, desde 1996, apresentou reduções sucessivas na desigualdade foi o Nordeste. A região Sudeste, apesar da diminuição do Gini de 1995 para 2005, apresentou uma elevação nos anos de 1997, 1998 e 2001. As regiões Centro-Oeste, Sul e Norte também não apresentaram quedas ininterruptas na desigualdade.

A Figura 1, a seguir, ajuda na visualização da evolução do coeficiente de Gini para o período estudado. Apesar de apresentar a segunda maior desigualdade de renda entre as macro-regiões brasileiras, pode-se ver que a região Nordeste apresentou uma queda ininterrupta no Gini desde 1996.

Figura 1
Evolução Coeficiente de Gini - Brasil e Macro-Regiões - 1995-2005



Fonte: Ipeadata.

A diminuição da desigualdade de renda no Brasil é acompanhada de uma característica importante. Pode-se verificar que a redução na concentração de renda brasileira não é somente benéfica por si só, mas também pelo aumento da renda das pessoas mais pobres. Barros et al. (2006) explicam que a queda na desigualdade ocorre quando a renda média dos mais pobres cresce acima da média nacional. No Nordeste, ao longo do período 1995-2005, a renda domiciliar *per capita* dos 10% mais pobres cresceu 27,42%, enquanto a renda domiciliar da região aumentou 4,52%. Para o país como um todo, a renda domiciliar *per capita* dos 10% mais pobres se elevou em 29,01%, enquanto a renda domiciliar nacional recuou 1,74% em termos reais.

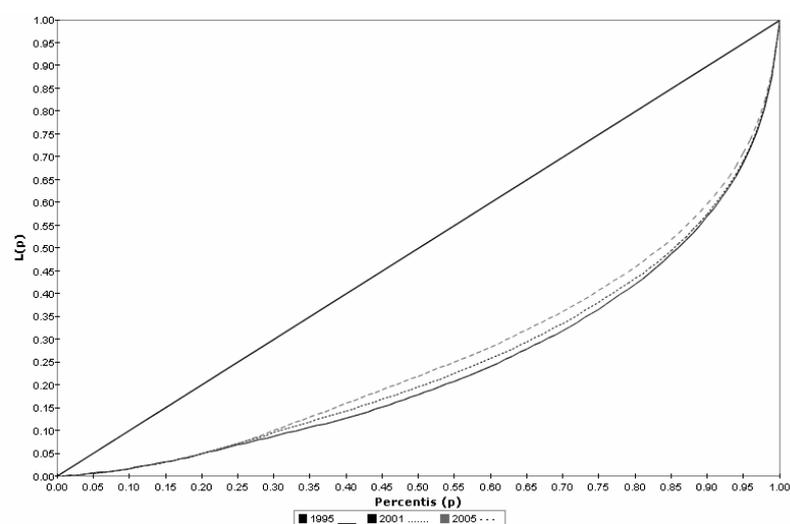
Quando se analisa, em nível nacional, a razão entre a renda dos 10% mais ricos sobre os 40% mais pobres, pode-se observar que esta razão declina de 23,96, no ano de

1995, para 19,53, no ano de 2005. O mesmo acontece para a região Nordeste que, como já mencionado, foi a única região que apresentou diminuições sucessivas na desigualdade desde o ano de 1996. A razão entre a renda dos 10% mais ricos sobre os 40% mais pobres declinou de 23,11 para 19,09. Tomando por base o *headcount index*, mais conhecido por $P(0)$, que é um índice de pobreza que mede a proporção de pobres, dada uma determinada linha de pobreza, verifica-se uma redução neste indicador para a região Nordeste. Este índice passou de 0,61, em 1995, para 0,54, em 2005. Para o Brasil como um todo, este índice declinou de 0,35 para 0,31 neste mesmo período de tempo.

Os resultados apresentados até agora mostram que a economia brasileira tem passado por um processo de declínio quase ininterrupto na sua desigualdade de renda. A seguir, são apresentadas algumas estimativas não-paramétricas que confirmam a robustez destes resultados e, que ao mesmo tempo, mostram a importância do tipo de metodologia de decomposição de renda utilizada neste trabalho.

II.2 Estimativas Não-Paramétricas

Figura 2 - Curva de Lorenz – Nordeste - 1995, 2001 e 2005



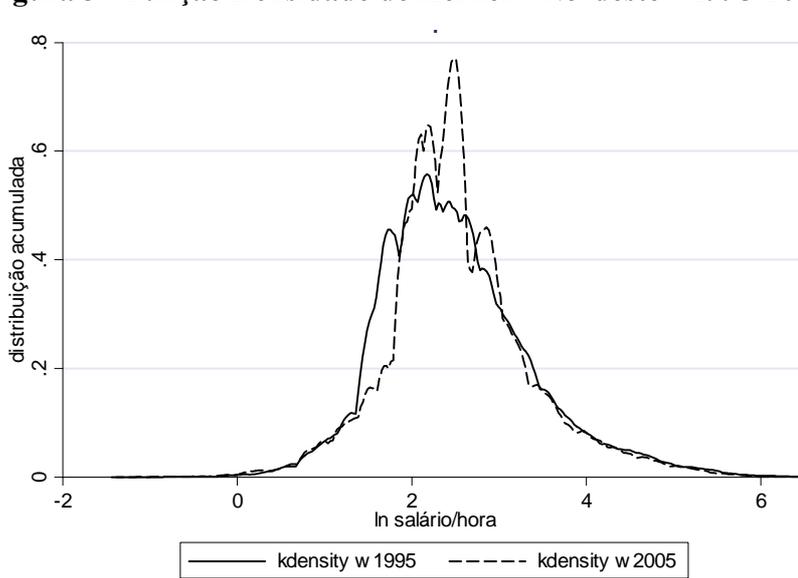
Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Nota: Os dados de salários foram deflacionados com o uso do INPC (para rendimentos da PNAD) a preços constantes de 1995.

Como já foi visto, a Tabela 1 mostra que a desigualdade de renda tem apresentado uma tendência de queda após a implantação do Plano Real. Além disso, os índices de pobreza também indicam uma queda no mesmo período de tempo. Para confirmar a robustez destes resultados pode-se recorrer ao uso de estimativas não-paramétricas, como é o caso da “curva de Lorenz” e da “função de densidade de Kernel” apresentadas em seguida. A “curva de Lorenz” permite comparar diferentes distribuições de renda e a “função de densidade de Kernel” possibilita comparar a variância, que pode ser usada como uma medida de desigualdade, de diferentes distribuições.

A Figura 2 apresenta a “curva de Lorenz” para os anos de 1995, 2001 e 2005. Se a curva de um determinado ano se coloca acima de outra curva de um ano anterior e mais próxima da linha de 45º graus, isto significa que houve uma melhoria na distribuição de renda da economia. Pode-se ver uma clara dominância estocástica de 1ª ordem nas distribuições: a distribuição de renda salarial em 2005 é preferida à distribuição de 2001, que por sua vez também é preferível à de 1995. Isto mostra que a desigualdade renda salarial diminuiu no período estudado e corrobora com os resultados da Tabela 1.

Figura 3 - Função Densidade de Kernel – Nordeste – 1995-2005

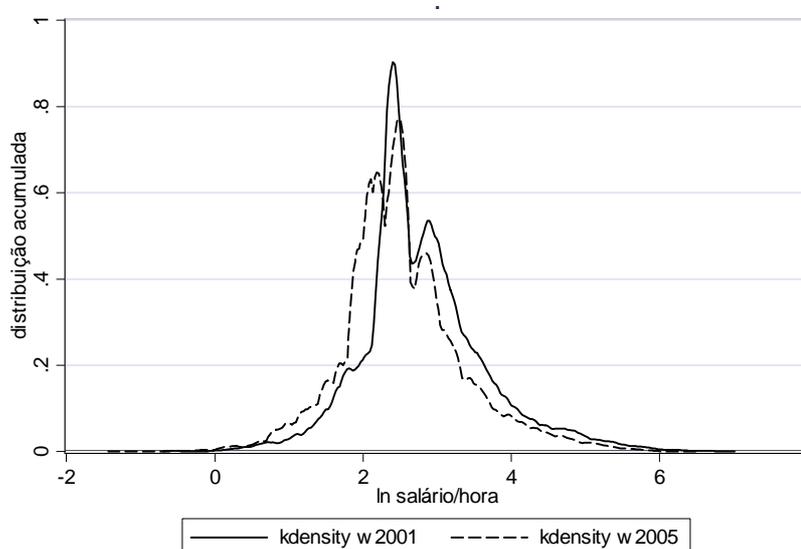


Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Nota: Os dados de salários foram deflacionados com o uso do INPC (para rendimentos da PNAD) a preços constantes de 1995.

As Figuras 3 e 4 apresentam a “função de densidade de Kernel”. Como pode ser visto, as curvas, que representam as distribuições de salários de 1995-2005 e 2001-2005, mostram uma diminuição da variância nos dois períodos escolhidos. Na Figura 3 pode-se ver com clareza que a dispersão da distribuição de salários de 2005 é menor do que a de 1995. No caso da Figura 4, a visualização deste efeito também é observada, ou seja, existe uma menor dispersão na distribuição de 2005 na comparação com 2001.

Figura 4 - Função Densidade de Kernel – Nordeste – 2001-2005



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Nota: Os dados de salários foram deflacionados com o uso do INPC (para rendimentos da PNAD) a preços constantes de 1995.

Estas estimações não-paramétricas evidenciam que a desigualdade de renda no Nordeste tem apresentado uma redução desde meados da década passada, mas não são capazes de fornecer algum tipo de informação quantitativa sobre os determinantes desta diminuição. Este fato mostra a importância do tipo de metodologia que é utilizada neste trabalho, ou seja, a capacidade de quantificar os determinantes desta desigualdade. Quais são, então, as causas da diminuição da desigualdade salarial no Brasil nos períodos 1995-2005 e 2001-2005? O objetivo dos próximos capítulos deste trabalho é apresentar uma metodologia de decomposição capaz de dar uma resposta a este questionamento.

III. BASE DE DADOS E METODOLOGIA

III.1 Descrição da Base de Dados

Os dados utilizados neste trabalho foram extraídos da Pesquisa Nacional de Amostragem Domiciliar (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

As estimativas foram geradas a partir de três amostras de períodos distintos. O primeiro período escolhido para a análise é 1995, porque foi o ano subsequente à implantação do plano Real. Com isso, a amostra não é afetada diretamente pelo *boom* do mercado de trabalho e pela queda instantânea da pobreza pós-Plano Real (Kakwani et al., 2006). O último ano escolhido foi 2005 por ser o último período para o qual existem dados disponíveis da PNAD. Além destes dois períodos, o ano de 2001 foi selecionado com o objetivo de mostrar uma análise mais recente da queda da desigualdade salarial no país.

Somente foram selecionadas informações referentes à região Nordeste, visto que o trabalho tem o objetivo de captar informações regionais. Alguns filtros² foram aplicados com o objetivo de tornar as amostras menos heterogêneas. Neste trabalho, foram escolhidos trabalhadores de ambos os sexos, masculino e feminino, com idade entre 25 a 55 anos, que estavam trabalhando na semana de referência da pesquisa. Foi considerada a renda do trabalhador com ou sem carteira assinada. Por possuírem uma dinâmica salarial diferente, os servidores públicos, civis ou militares, foram excluídos da amostra. Por fim, somente foram analisados trabalhadores que possuíam informação para todas as variáveis utilizadas. Estes dois últimos filtros são utilizados por Soares e Gonzaga (2003). Após a aplicação destes filtros, as amostras de 1995, 2001 e 2005 consistem, respectivamente, de 10.794, 15.512 e 16.598 trabalhadores.

As variáveis extraídas da PNAD foram: anos de escolaridade, idade, raça, gênero, filiação a sindicato, posse de carteira assinada, renda advinda do trabalho e horas trabalhadas por semana. A variável renda advinda do trabalho foi transformada em logaritmo do salário-hora, através da divisão do salário mensal pelo número de horas

² Esta seleção amostral foi feita no software SPSS 12.0. A evolução amostral encontra-se no Apêndice C.

trabalhadas no mês, seguindo a maioria dos trabalhos nacionais que estimam a equação de salários³.

As tabelas abaixo apresentam as estatísticas descritivas para as amostras de 1995, 2001 e 2005. Dentre outras características, pode-se observar que o trabalhador médio de 1995, 2001 e 2005 possui, respectivamente, 5,27, 6,15 e 6,79 anos de escolaridade. Isto significa um acréscimo de aproximadamente um ano e meio a mais de educação do trabalhador durante o período 1995-2005.

Tabela 2 - Estatística Descritiva Amostra 1995

Variável	No. obs.	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Ln salário-hora	10794	2,5006	0,8655	-1,3862	6,5022
Educação	10794	5,2705	4,4879	0	15
Gênero	10794	0,6261	0,4838	0	1
Raça	10794	0,2503	0,4332	0	1
Idade	10794	35,67	7,9914	25	55
Idade²	10794	1336,20	610,94	625	3025
Formal	10794	0,5495	0,4975	0	1
Sind	10794	0,2293	0,4204	0	1

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Tabela 3 - Estatística Descritiva Amostra 2001

Variável	No. obs.	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Ln salário-hora	15512	3,1839	0,8420	-0,3001	7,3979
Educação	15512	6,1596	4,7241	0	15
Gênero	15512	0,5910	0,4916	0	1
Raça	15512	0,2946	0,4558	0	1
Idade	15512	36,01	8,0620	25	55
Idade²	15512	1361,61	619,04	625	3025
Formal	15512	0,5135	0,4998	0	1
Sind	15512	0,1710	0,3765	0	1

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Outra característica importante das amostras é a variância (desvio-padrão elevado ao quadrado) do logaritmo natural do salário-hora dos trabalhadores, que pode ser usada

³ Para detalhes desta transformação, ver Soares (1999) e Godoy et al. (2006).

como uma medida de desigualdade. Pode-se verificar que esta medida toma os valores, respectivamente, de 0,7490, 0,7089 e 0,6676 para os anos 1995, 2001 e 2005. Isto mostra que a dispersão destes dados em relação à média diminui ao longo do período estudado. Este resultado já era esperado, visto que a queda do coeficiente de Gini, mostrada no capítulo II deste trabalho, é beneficiada pela queda na distribuição de renda dos salários. A metodologia de decomposição da desigualdade de renda, apresentada no próximo capítulo, usa esta medida de variância para mostrar se a distribuição dos salários é mais ou menos desigual no mercado de trabalho.

Tabela 4 - Estatística Descritiva Amostra 2005

Variável	No. obs.	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Ln salário-hora	16598	3,2781	0,8171	-0,6931	7,2841
Educação	16598	6,7992	4,5885	0	15
Gênero	16598	0,5771	0,4940	0	1
Raça	16598	0,2848	0,4513	0	1
Idade	16598	36,17	8,1587	25	55
Idade²	16598	1374,88	625,68	625	3025
Formal	16598	0,4921	0,4999	0	1
Sind	16598	0,1807	0,3848	0	1

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

III.2 Metodologia de Decomposição

Tem sido tradição na literatura, economistas e outros pesquisadores sociais tentarem entender o problema da desigualdade de renda através do uso de modelos de regressão de salários. De maneira geral, toma-se o logaritmo da renda do indivíduo como variável de pendente de uma série de variáveis explicativas, como educação e outras características individuais. Faz-se importante, então, a utilização de algum tipo de método que use a informação contida nestas regressões e gere resultados que indiquem o peso destas variáveis na explicação da desigualdade de renda.

Fields (2003) apresentou um novo tipo de metodologia para decomposição da desigualdade de renda baseada no trabalho de Shorrocks (1982). Este tipo de decomposição

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. Quando somadas, estas contribuições somam 100%, o que mostra que a participação de cada variável explicativa na desigualdade de renda é separadamente aditiva⁴. Vale lembrar que este pressuposto da aditividade requer que as variáveis explicativas da equação de salários sejam exógenas. Se alguma destas variáveis for endógena, algum tipo de tratamento econométrico se faz necessário no processo de estimação.

Esta 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. O próximo item deste capítulo mostra os dois tipos de decomposição utilizados neste trabalho.

III.2.1 Decomposição em Nível

A “decomposição em nível” tem o objetivo de explicar a contribuição de cada variável independente da equação de Mincer sobre a desigualdade dos salários em um período específico. Esta decomposição é originada de uma equação de salários do tipo

$$\ln Y_i = \sum_{j=1}^m \beta_j x_{ij} \quad (1)$$

onde x_{ij} representa a j -ésima variável explicativa da equação de salários. 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 salários é usada na forma de logaritmo natural, dada a sua distribuição aproximadamente log-normal.

⁴ A separação aditiva é uma propriedade de algumas medidas de desigualdade. Consultar Fields (2003) para mais detalhes. Siqueira e Paes (2006) também descrevem outras propriedades.

Tomando a covariância dos dois termos da equação (1) acima, como em Shorrocks (1982) e Fields (2003), tem-se que

$$\text{cov}\left(\sum_{j=1}^m \beta_j x_{ij}, \ln Y_i\right) = \sum_{j=1}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) \quad (2)$$

Pode-se perceber que o lado esquerdo da equação (2) é a covariância de $\ln Y_i$ consigo mesma, ou seja, representa a variância de $\ln Y_i$. Então,

$$\sigma^2(\ln Y_i) = \sum_{j=1}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) \quad (3)$$

Dividindo ambos os lados por $\sigma^2(\ln Y_i)$, tem-se que

$$100\% = \frac{\sum_{j=1}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma^2(\ln Y_i)} = \sum_{j=1}^m S_j(\ln Y_i) \quad (4)$$

onde cada $S_j(\ln Y_i)$ é chamado de “peso relativo de desigualdade” e pode ser escrito como

$$S_j(\ln Y_i) = \frac{\text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma^2(\ln Y_i)} \quad (5)$$

Usando o conceito de correlação

$$\text{correl}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) = \frac{\text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma(\beta_j x_{ij}) * \sigma(\ln Y_i)} \quad (6)$$

e substituindo em (5) chega-se à

$$S_j(\ln Y_i) = \frac{\beta_j * \sigma(x_{ij}) * \text{correl}(x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma(\ln Y_i)} \quad (7)$$

Cada $S_j(\ln Y_i)$ 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 (7), pode-se perceber que a “decomposição em nível” é obtida através dos coeficientes estimados na equação de salários, do desvio padrão das variáveis explicativas e da correlação⁵ destas variáveis com a variável dependente. De acordo com Shorrocks (1982), pode-se ainda afirmar que

$$\sum_j S_j(\ln Y_i) = 100\% \quad (8)$$

ou seja, uma vez obtidos os “pesos relativos de desigualdade”, sua soma deverá resultar na unidade.

Através da equação (7), pode-se perceber que uma variável independente é passível de contribuir bastante para a desigualdade dos salários sem possuir uma distribuição muito desigual. Se esta variável possuir uma alta correlação com a variável dependente, mesmo que apresente uma distribuição com baixa dispersão, sua contribuição para a desigualdade pode ser elevada. Da mesma forma, variáveis explicativas que possuem uma distribuição desigual podem contribuir pouco para a desigualdade se tiverem uma baixa correlação com a variável dependente.

III.2.2 Decomposição da Diferença

A “decomposição da diferença” tem o objetivo de dar peso às variáveis que contribuíram para a mudança da desigualdade de renda entre dois períodos distintos. Desta maneira, este segundo tipo de decomposição pode mostrar quais foram as variáveis mais

⁵ As matrizes de correlação para as amostras de 1995, 2001 e 2005 encontram-se no apêndice A.

relevantes para explicar a diminuição ou o aumento de um determinado índice de desigualdade.

A “decomposição da diferença” é dada por $\Pi_j(I(.))$ que representa a contribuição do j-ésimo determinante da renda salarial para a mudança de um determinado índice de desigualdade entre dois períodos de tempo. Seguindo Fields (2003), tem-se que

$$\Pi_j(I(.)) = \frac{(S_{j,2} * I(.)_2 - S_{j,1} * I(.)_1)}{I(.)_2 - I(.)_1} \quad (9)$$

É importante notar que, enquanto a “decomposição em nível” não é sensível à medida de desigualdade utilizada, a “decomposição da diferença” é sensível ao índice escolhido. A equação (9) explica esta afirmação. Pode-se perceber que Π_j é uma função de $(I(.))$, ou seja, a contribuição do j-ésimo fator explicativo da renda para a “decomposição da diferença” depende do índice de desigualdade utilizado. No caso específico deste estudo, o coeficiente de Gini, dada sua presença na maioria dos trabalhos que envolvem distribuição de renda, é o índice escolhido.

Fields (2003) utiliza a equação (9) para indicar quais as variáveis que contribuem para a queda/aumento da desigualdade entre dois períodos distintos. Além disso, é possível dar um peso relativo para estas variáveis. Como exemplo, se existem três variáveis que contribuem para a diminuição da desigualdade, é possível obter a participação percentual de cada uma delas neste processo.

O próximo capítulo faz uma descrição dos trabalhos teóricos e empíricos sobre a decomposição utilizada neste trabalho e outros tipos.

IV. REVISÃO DA LITERATURA

IV.1 Revisão Teórica

Apesar de os trabalhos de decomposição de salários serem recentes, Fields (2003) mostra que as primeiras tentativas de decomposição de desigualdade salarial remontam ao final da década de cinquenta nos trabalhos seminais de Mincer e Becker⁶.

Chiswick e Mincer (1972) mostram que quando salários dependem de “anos de escolaridade” (S), idade (A), experiência (EXP) e semanas trabalhadas (WEEKS) numa equação de salários do tipo

$$\ln(w_i) = a + b_1 S_i + b_2 (A_i - S_i - 5) + b_3 \ln(WEEKS_i) + \varepsilon_i \quad (10)$$

a desigualdade de renda seria medida pela variância do logaritmo da renda e decomposta da seguinte maneira

$$\begin{aligned} \sigma^2(\ln w_i) = & (b_1 - b_2)\sigma^2(S_i) + b_2^2\sigma^2(A_i) + b_3^2\sigma^2(\ln(WEEKS_i)) + [2b_2(b_1 - b_2)]R_{a,s}\sigma^2(A_i)\sigma^2(S_i) + \\ & [2b_3(b_1 - b_2)]R_{\ln weeks,s}\sigma(\ln WEEKS_i)\sigma(S_i) + [2b_2b_3]R_{a,\ln weeks}\sigma(A_i)\sigma(\ln WEEKS_i) + \sigma^2(\varepsilon_i) \end{aligned} \quad (11)$$

onde os três primeiros termos no lado direito da equação são a variância da escolaridade, idade e o logaritmo da variável WEEKS, ponderado pelos coeficientes da regressão. Os próximos três termos são interações entre os regressores, e o último termo é a variância do erro aleatório. A vantagem desta metodologia é decompor a porcentagem da desigualdade explicada pelos regressores em componentes associados com escolaridade, experiência e semanas trabalhadas. A desvantagem deste método é não usar variáveis quadráticas. Desta forma, não se pode testar se alguma de suas variáveis explicativas, tal como “experiência”, possui uma relação não-linear com o logaritmo dos salários.

⁶ Ver detalhes em Fields (2003).

Mincer (1997) propõe outro tipo de decomposição similar à metodologia de Chiswick e Mincer (1972). Sua metodologia decompõe a desigualdade de renda, representada pela variância do logaritmo da renda, nos seguintes componentes: 1) a variância devida ao impacto da escolaridade nos salários; 2) a variância devida ao retorno dos investimentos em treinamento, e 3) a contribuição da experiência para os salários.

Outros tipos de decomposição também foram propostos. Supondo que $Y = a_1X_1 + a_2X_2$, sabe-se que

$$Var(Y) = a_1^2Var(X_1) + a_2^2Var(X_2) + 2a_1a_2Cov(X_1, X_2) \quad (12)$$

Assumindo

$$A = a_1^2Var(X_1)$$

$$B = a_2^2Var(X_2)$$

$$C = 2a_1a_2Cov(X_1, X_2)$$

Goldberger (1970) sugere a alocação de $A + B + C$ em $A + C/2$ como a contribuição de X_1 e $B + C/2$ como a contribuição de X_2 . Dado que $Y = \sum_j Y_j$, a variância pode ser decomposta de tal forma que a metade do valor de todos os termos de interação envolvendo o fator j seja relacionado a este fator (Shorrocks, 1982).

Outro tipo de decomposição que se origina da estimação de uma equação de salários é apresentado por Morduch e Sicular (1998). Neste trabalho, a variável dependente renda não é usada na forma de logaritmo e, por isso, os resultados diferem da literatura.

Outros tipos de decomposição não usam regressões de salários como ponto de partida e examinam a desigualdade entre e intra-grupos. Nesta categoria inclui-se o trabalho de Cowell e Jenkins (1995) que dividem sua amostra em subgrupos e chegam à conclusão

de que a desigualdade de renda nos Estados Unidos não pode ser explicada por características da população.

Reis e Barros (1991) determinam o impacto da variável *educação* na desigualdade de renda através de um exercício que mostra quanto a desigualdade diminuiria caso uma transferência fosse realizada de grupos mais educados para grupos menos educados de maneira que as médias dos grupos fossem equalizadas. Eles concluem que transferências diminuiriam a desigualdade no Brasil pela metade. Entretanto, devido ao uso somente da variável *educação*, não há como comparar a contribuição desta com outras variáveis na determinação da desigualdade de renda.

Um outro tipo de decomposição explora os fatores que compõem a renda. Fei, Ranis e Kuo (1978), e Pyatt, Chen e Fei (1980) decompõem a desigualdade de renda em termos de renda do trabalho, renda do capital e renda da terra. O primeiro trabalho mostra que o coeficiente de Gini pode ser decomposto em uma soma ponderada de “pseudo-Ginis”, em que os pesos correspondem à participação dos fatores na determinação da renda, ou seja

$$G(Y) = \sum_k \phi_k \rho(Y_k) \quad (13)$$

onde,

Y representa a renda total;

Y_k é a renda do k -ésimo fator;

$\phi_k = \frac{\sum_i Y_{ik}}{\sum_i \sum_k Y_{ik}}$ é a participação da renda do k -ésimo fator na renda total, e

$\rho(Y_k)$ é o “coeficiente do pseudo-Gini” da renda do fator k .

Pyatt, Chen e Fei mostram que o “coeficiente do Pseudo-Gini” é o produto de $G(Y_k)$ por um “rank correlation ratio”, que é descrito como

$$R_k = \frac{Cov(Y_k, rank)}{Cov(Y_k, rank_k)} \quad (14)$$

ou seja, R_k é obtido pela razão entre a covariância do fator da renda com o “rank” total da renda, e a covariância entre o fator da renda e o “rank” deste fator. Através do uso deste “correlation rate rank” e após alguma manipulação algébrica, Pyatt, Chen e Fei (1980) mostram que

$$100\% = \frac{\sum_k \phi_k G(Y_k) R_k}{G(Y)} = \sum_k s_k \quad (15)$$

Pode-se ver que este tipo de decomposição, juntamente com o método de Shorrocks (1982), são um tipo de decomposição aditiva da desigualdade total, ou seja, a soma das contribuições de cada determinante ou fonte da renda soma 100%.

IV.2 Revisão Empírica

Existem vários trabalhos realizados no Brasil e no exterior que tem o objetivo de explicar as causas da desigualdade de renda da economia brasileira a partir da década de setenta.

Uma das investigações pioneiras que teve como objetivo explicar as causas da desigualdade de renda no Brasil foi o trabalho de Langoni (1973). Este trabalho evidencia que a variável *educação* contribui com aproximadamente 58% do aumento da desigualdade entre as décadas de sessenta e setenta. Para a década de oitenta, Barros (1997) mostra que a *educação* explica entre 35% a 50% da desigualdade.

Lam e Levinson (1992) também apontam que a variável *educação* tem um peso importante na desigualdade de renda na economia brasileira. De acordo com estes autores, a desigualdade educacional é muito elevada no Brasil – chega a ser seis vezes maior do que

nos Estados Unidos - e isto provoca um aumento dos retornos sobre o investimento em educação, que são muito elevados na comparação com outros países.

Barros e Mendonça (1995) indicam que a segmentação do mercado de trabalho brasileiro na década de oitenta por ramo de atividade é capaz de promover um diferencial de salários de até 2,4 vezes. Ou seja, trabalhadores com mesmas características observáveis, como *educação* e *experiência*, podem ganhar salários diferentes em um mesmo ramo de atividade. Outra fonte de diferenciação de renda é a posse de carteira assinada pelo trabalhador. Barros e Mendonça evidenciam que trabalhadores sem carteira assinada ganham de 60% a 70% do salário recebido por seus pares com carteira assinada. A variável *anos de escolaridade* é responsável por 35% a 50% da desigualdade de renda no Brasil. Com relação à discriminação por gênero, os autores mostram que os homens, na média, ganham 42% a mais que as mulheres na década de oitenta. A variável *experiência* contribui com 5% na explicação da desigualdade.

Cacciamalli (1997) faz uma abordagem da questão da desigualdade do ponto de vista institucional. Este estudo indica que as políticas salariais do governo, e o enfraquecimento dos sindicatos a partir da década de noventa, entre outros, são determinantes da desigualdade de renda no Brasil.

O método de decomposição de Shorrocks (1982) é utilizado por Ramos e Vieira (2001) para investigar os determinantes de desigualdade de renda no Brasil entre os anos de 1981 e 1999. Em 1981, a variável *anos de escolaridade* contribui com 30,7% na explicação da desigualdade. Esta participação se reduz para 25,9%, seu valor mínimo, em 1989 e atinge 33%, seu valor máximo, em 1999. Os autores enfatizam que a participação da escolaridade na desigualdade de renda na economia brasileira diminui ao longo da década de oitenta, mas esta tendência se reverte na década de noventa. A segunda variável mais importante é a *posição na ocupação*⁷ que contribui com 15% a 19% no período estudado. Logo em seguida aparece a variável *idade* com um poder de explicação de 6,7% a 8,3%. A variável *gênero* apresenta uma contribuição de 6,9% em 1981 e 2,9% em 1999, o que indica uma diminuição na importância do diferencial de salários entre homens e mulheres no mercado de trabalho na explicação da desigualdade. Com relação à *raça*, seu poder de

⁷ Funcionário público, empregador, empregado com ou sem carteira assinada e por conta-própria.

explicação é de 6,9% em 1989, 7,1% em 1992, 7,6% em 1995 e 8,1% em 1999. Estes resultados mostram uma elevação na contribuição desta variável ao longo da década de noventa.

Ramos e Vieira (2001) fazem também uma análise de decomposição para determinar quais variáveis são mais importantes na variação da desigualdade em períodos durante a década de oitenta e noventa. No período de 1981-1985, *anos de escolaridade* ajudam a explicar aproximadamente 25% da desigualdade de renda. O período 1995-1998, que experimenta uma redução na desigualdade, apresenta um resultado que permite afirmar que as mudanças no perfil de rendimentos relacionados à educação não foram responsáveis por aumentar a desigualdade, ao contrário do ocorrido nos outros períodos analisados. De acordo com os autores, este resultado, se confirmado em trabalhos futuros, é de suma importância, na medida em que um dos maiores determinantes da desigualdade ao longo das últimas décadas estaria diminuindo sua importância.

Fields e Yoo (2000) aplicam a metodologia utilizada neste trabalho à Coreia do Sul com o objetivo de explicar a queda de onze pontos no coeficiente de Gini entre 1976 e 1993. A “decomposição em nível” para o ano de 1986 mostra que a variável *tenure*, ou tempo de permanência no trabalho em anos, é o principal determinante da desigualdade (15,4%), seguida por *anos de escolaridade* (13,9%) e gênero (13,4%). Para o ano de 1993, a variável *tenure* continua sendo o mais importante determinante da desigualdade (21,8%) seguida por gênero (14,1%) e educação (7,9%). Na “decomposição da diferença”, a variável *anos de escolaridade* aparece com a maior contribuição (48%). A segunda e a terceira maiores contribuições para a diminuição da desigualdade de renda na Coreia do Sul no período em questão são, respectivamente, *experiência* com 27% e *setor de atividade* com 25%.

Fields (2003) investiga os determinantes da desigualdade nos Estados Unidos para os anos de 1979 e 1999. Neste período, o coeficiente de Gini apresentou uma elevação de 0,274 para 0,380. Para o ano de 1979, a variável que mais contribuiu para desigualdade de renda foi o gênero, com uma contribuição de 18% seguida por *anos de escolaridade* (8,9%) e *experiência* (7,0%). Em 1999, a variável *anos de escolaridade* foi o mais importante determinante da desigualdade de renda com uma contribuição de 16,1%, seguida pela

ocupação do indivíduo (9,4%), *experiência* (6,4%) e *gênero* (5,7%). A contribuição da variável *raça* foi praticamente nula (0,4%). Com relação à “decomposição da diferença”, Fields evidencia que, dentre as variáveis explicativas da equação de salários, os *anos de escolaridade* foi a variável mais importante na explicação do aumento da desigualdade de renda no período 1979-1999 com uma contribuição de 52%. A segunda variável mais importante foi a *ocupação do indivíduo* com 30%.

Contreras (2003) também utiliza a metodologia empregada neste trabalho para determinar os componentes da desigualdade de renda no Chile para os anos de 1990 e 1996. Na sua equação de salários, Contreras utiliza uma série de variáveis explicativas, tais como *anos de escolaridade*, *experiência*, *dummies* para *gênero* e *setor de atividade*. Os resultados encontrados para a economia chilena mostram que a variável *anos de escolaridade* explica aproximadamente 20% da desigualdade naquele país. A segunda variável mais importante foi a *dummy* utilizada para *empregador* que mostrou uma contribuição de 7% para a desigualdade de renda. As contribuições da *experiência* e do *gênero* são, respectivamente, 1% e 2%. Contreras não utiliza a “decomposição da diferença”.

Recentemente, De Hoyos (2006) faz uma investigação sobre os determinantes da desigualdade de renda no México. Os resultados do seu trabalho mostram que a variável *anos de escolaridade* é responsável por 24,5% da desigualdade no ano de 1994. Em 2000, a contribuição desta variável tinha sido de 21,7%. A segunda contribuição mais importante é da variável *características do domicílio* que representa 7,8% e 7,4%, respectivamente, para os anos de 1994 e 2000. A variável *experiência* não se mostrou importante para explicar a desigualdade de renda na economia mexicana. De Hoyos não utiliza a “decomposição da diferença”.

É interessante observar nos trabalhos listados acima que a variável *educação* tem peso importante na explicação da desigualdade salarial. Dentre os trabalhos que seguem a metodologia de Shorrocks (1982) e Fields (2003), somente suas aplicações para o caso norte-americano no ano de 1993 e para a Coréia do Sul em 1973 e 1993 não colocam esta variável como a principal causa determinante da desigualdade. Em todos os outros exemplos, a variável *educação* é o determinante mais importante.

Um estudo extenso sobre as causas da desigualdade de renda *per capita* no Brasil, que usa estimações contrafactuais, para o período de 2001 a 2004 é apresentado na nota técnica do Ipea (2006). Segundo este estudo, a *educação* é responsável por aproximadamente 33% da desigualdade da renda salarial. Com relação à *idade*, sua heterogeneidade está diminuindo, porque o jovem entra mais tarde no mercado de trabalho. Isto contribui para a queda das desigualdades de remuneração salarial, mas como essa diferença vem se reduzindo de forma muito lenta, sua contribuição para a queda da desigualdade tem sido limitada.

Sobre a discriminação de *gênero*, pode-se dizer que a remuneração das mulheres, com características produtivas similares aos homens, equivale a 70% da remuneração masculina no ano de 2004. Apesar da redução da discriminação por gênero de 1993 a 2001, e de uma leve alta no período de 2001 a 2004, esta variável permanece relativamente estável. Por isso, ela não foi umas das causas determinantes da queda recente da desigualdade de renda *per capita* na economia brasileira. Os resultados encontrados para a discriminação por *raça* indicam que sua influência sobre a desigualdade não é importante, apesar do fato de que os brancos ganham 30% a mais que os negros.

Este trabalho do Ipea (2006) ainda mostra que a desigualdade de remuneração do trabalho no Brasil diminuiu bastante entre 2001 e 2004. Uma vez que 76% da renda das famílias brasileiras tem origem no mercado de trabalho, a queda da desigualdade de salários contribuiu muito para o declínio da desigualdade de renda entre as famílias. Se essas mudanças não tivessem ocorrido, a desigualdade de renda *per capita* teria diminuído apenas metade do que foi observado.

A remuneração do trabalho é um dos fatores de maior peso na determinação da desigualdade de renda observada. Se todos os trabalhadores do país recebessem a mesma remuneração, mais de 60% da desigualdade em renda familiar *per capita* seria eliminada. Essa elevada contribuição tem origem na elevada participação da renda do trabalho na renda total das famílias e das grandes diferenças de remuneração existentes entre os trabalhadores. Por exemplo, a remuneração média dos 20% mais bem remunerados é 17 vezes a dos 20% mais mal remunerados.

Alguns trabalhos nacionais recentes fazem decomposições do coeficiente de Gini. Soares (2006) decompõe o Gini em suas diversas fontes de renda para o período 1995-2004 e chega à conclusão de que 75% da diminuição de renda na economia brasileira são atribuídos à queda dos diferenciais de salários no mercado de trabalho. A parcela restante, ou seja, 25% da diminuição da desigualdade, deve-se aos programas de transferência de renda do governo federal.

Hoffman (2006) também usa a decomposição do coeficiente de Gini para mostrar os determinantes da diminuição da desigualdade de renda brasileira no período de 1997-2004. Seus resultados mostram que aproximadamente 66,5% desta queda é devido à diminuição dos diferenciais de salários no mercado de trabalho. Os programas de transferência de renda são responsáveis por 28% desta diminuição. Estes resultados se alteram quando a decomposição é feita somente para o Nordeste. Para o período 1998-2004, os diferenciais de salários explicam 54,7% da diminuição da desigualdade de renda, enquanto os programas de transferência de renda contribuem com 48,6%. Quando a análise é feita para o período 2002-2004, a importância dos programas de transferência de renda aumenta para 86,9% contra 19,2% das modificações no mercado de trabalho. Isto ocorreu por causa da elevação na participação dos programas de transferência de renda na renda total da região Nordeste, que passaram de 0,6%, em 1998, para 3,34%, em 2004. Ao mesmo tempo, a participação dos salários caiu de 76,12% para 71,38% no mesmo período.

Siqueira e Siqueira (2006) também decompõem o índice de Gini, mas usam uma abordagem de subgrupos. Seu estudo demonstra que a contribuição da desigualdade intragrupo para a desigualdade de renda é mais importante do que a contribuição da desigualdade intergrupo. Siqueira e Siqueira concluem que a diminuição na desigualdade da distribuição total de renda da região Nordeste se deve à desigualdade decrescente dentro dos estados e não à redução das diferenças na renda média entre eles.

Depois desta revisão de literatura, o próximo capítulo cuida de estimar a equação de salários e gerar os resultados da “decomposição em nível” e da “decomposição da diferença”.

V. ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

Como já foi dito anteriormente, o primeiro passo para o desenvolvimento da metodologia de decomposição utilizada neste trabalho é a estimação da equação de salários ou equação de Mincer. O próximo item possui o objetivo de explicar o tipo de estimação adotado.

V.1 Estimação da Equação de Salários

Se a equação de salários seguir todas as hipóteses clássicas de regressão sua estimação pode ser feita por mínimos quadrados ordinários, mas se estas hipóteses forem violadas é importante usar alguma estratégia econométrica para resolver ou atenuar possíveis problemas.

Um problema que pode surgir na estimação da equação de Mincer é a endogeneidade. Isto ocorre quando a correlação entre alguma variável explicativa x_i e o erro aleatório ε_i é diferente de zero, ou seja, $\text{cov}(x_i, \varepsilon_i) \neq 0$. Wooldridge (2002) relaciona as três principais fontes de endogeneidade: omissão de variáveis, erros de medição e simultaneidade.

No caso da equação de salários explorada neste trabalho, a variável *educação* é possivelmente endógena. Este problema tem sido abordado extensivamente pela literatura. Card (1993) afirma que existe uma forte correlação entre a educação do indivíduo e seu nível de habilidade, o que pode fazer com que a variável educação torne-se endógena se a habilidade do indivíduo não é observada. Como a variável *habilidade* não é facilmente observada em bases de dados brasileiras, como a PNAD, sua ausência no modelo causa um problema de viés de estimativa, mais conhecido como viés de habilidade. Sachida et al. (2004) tentam resolver este problema através do uso de uma base de dados que tenta capturar a habilidade do indivíduo em algumas regiões administrativas do Distrito Federal. São inclusas na pesquisa perguntas sobre o uso de softwares, promoções no trabalho, uso de línguas estrangeiras, entre outras. Nos Estados Unidos, Blackburn e Neumark (1992)

utilizam a variável *quociente de inteligência*, mais conhecido como teste de QI, como proxy para a habilidade do indivíduo.

Além deste problema de omissão de variável, outra fonte de endogeneidade observada é a simultaneidade entre *educação* e o *logaritmo dos salários*. Sachida et al. (2004) seguem a recomendação de Wooldridge (2002) e tentam solucionar este tipo de problema através da utilização de mínimos quadrados ordinários de dois estágios com variáveis instrumentais.

Wooldridge (2002) alerta para o fato de que a estimação da equação (1) por mínimos quadrados ordinários implica em estimativas inconsistentes. O método de variáveis instrumentais possibilita uma solução geral para o caso em que existe alguma variável endógena no modelo. Além disso, vale lembrar que a solução deste problema de endogeneidade é importante para que a propriedade de aditividade dos componentes da decomposição seja respeitada.

Reescrevendo a equação (1) como

$$\ln Y_i = \delta_i + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_j x_j + \varepsilon_i \quad (16)$$

e supondo que x_j seja endógena, ou seja, $\text{cov}(x_j, \varepsilon_i) \neq 0$, há a necessidade do uso de um instrumento z_i , que pode representar uma variável instrumental ou um vetor que contém mais de uma variável instrumental. Este instrumento deve ser correlacionado com a variável endógena, ou seja, $\text{cov}(z_i, x_j) \neq 0$, e não-correlacionado com o erro aleatório, isto é, $\text{cov}(z_i, \varepsilon_i) = 0$.

A utilização do método de mínimos quadrados de dois estágios consiste em estimar a variável potencialmente endógena x_j como uma projeção linear desta sobre todas as outras variáveis explicativas do modelo e a variável z_i candidata a instrumento. Para utilizar essa abordagem, é necessário uma variável observável z_i que sirva como instrumento e não esteja na equação (16). Desta forma

$$x_j = \alpha_i + \varphi_1 x_1 + \varphi_2 x_2 + \dots + \varphi_{j-1} x_{j-1} + \theta_i z_i + r_i \quad (17)$$

onde, por definição, $E(r_i) = 0$ e r_i não é correlacionado com as variáveis explicativas acima: x_1, x_2, \dots, x_{j-1} e z_i . Além disso, é necessário que $\theta_i \neq 0$. Na presença destas duas condições, pode-se dizer que z_i é candidato a instrumento da variável endógena do modelo.

O candidato a instrumento z_i escolhido para ser utilizado na estimação da equação de salários deste trabalho é a variável *número de pessoas por família*, também extraída das PNAD's de 1995, 2001 e 2005. A idéia para a utilização deste instrumento é a que existe uma relação inversa entre *educação* e o *número de pessoas por família*, como é explicado no estudo de De la Croix e Doepke (2003). De acordo com estes autores, quanto maior o número de membros em uma família, menor será a aquisição de anos de escolaridade por uma questão de restrição orçamentária.

Após a escolha desta variável candidata a instrumento é necessária a utilização do teste de Hausman. Este tipo de teste é utilizado para confirmar a endogeneidade da variável *educação* e segue uma distribuição F. Se a hipótese nula de exogeneidade não for aceita, isto significa que a variável *educação* é realmente endógena.

V.1.2 Resultados da Estimação

De acordo com o que foi dito anteriormente, a estimação escolhida para o ajustamento da equação de salários deste trabalho foi a de mínimos quadrados de dois estágios. A variável dependente é o logaritmo natural da renda de todos os trabalhos da pessoa ocupada. O uso do logaritmo, como já foi dito, se faz necessário devido ao fato de que a distribuição de salários possui uma distribuição aproximadamente log-normal. As variáveis explicativas utilizadas são, em grande parte, variáveis binárias, com exceção dos regressores *educação* e *idade*. A lista completa das variáveis explicativas⁸ é formada por:

⁸ Maiores detalhes sobre a metodologia de obtenção destas variáveis podem ser consultados nas “Notas Metodológicas” da PNAD/IBGE.

- 1) *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;
- 2) *gênero*: variável binária que assume valor unitário para homens e nulo para mulheres;
- 3) *raça*: variável binária que toma valor unitário para trabalhadores de raça branca e valor nulo em caso contrário;
- 4) *idade*: varia de 25 a 55 de acordo com os anos completos de idade do indivíduo, conforme já foi dito no capítulo III. Para mostrar que o logaritmo natural dos salários não varia linearmente à idade, a variável *idade*² também é utilizada;
- 5) *formal*: variável binária que assume valor unitário para trabalhadores que possuem carteira assinada. Os trabalhadores que não possuem carteira assinada levam valor nulo;
- 6) *sind*: variável binária que representa a filiação do trabalhador a alguma entidade sindical. Assume valor unitário quando o trabalhador é sindicalizado e valor nulo em caso contrário.

A escolha das variáveis explicativas para as equações de salários de 1995, 2001 e 2005 foi baseada nas três fontes de desigualdade descritas por Ramos e Vieira (2001). De acordo com estes autores, existe uma série de fatores que levam à desigualdade de salários dos indivíduos no mercado de trabalho. O primeiro conjunto de fatores é representado pela heterogeneidade dos trabalhadores. As variáveis *educação* e *idade* são bons exemplos de como trabalhadores que possuem diferentes atributos produtivos podem ganhar salários diferentes. A segunda fonte de desigualdade é aquela que determina que trabalhadores com o mesmo potencial produtivo ganhem salários diferenciados. As variáveis *raça* e *gênero* são exemplos deste tipo de discriminação no mercado de trabalho. A terceira fonte é a segmentação do mercado quando se remunera de maneira diversa trabalhadores com os

mesmos atributos produtivos. A participação em sindicatos de trabalhadores são exemplos deste último tipo e a posse de carteira assinada é um resultado desta segmentação.

A Tabela 5, a seguir, apresenta as estimativas em segundo estágio obtidas através de mínimos quadrados de dois estágios para as equações de salários dos anos de 1995, 2001 e 2005⁹.

Tabela 5
Estimativas de Segundo Estágio
Equação de Salários para a Região Nordeste - 1995, 2001 e 2005
Variável dep.: logaritmo natural do salário-hora

Variáveis Explicativas	1995	2001	2005
Educação	0,1424 (10,88)	0,1539 (16,21)	0,1279 (14,95)
Gênero	0,5149 (18,27)	0,4367 (21,52)	0,3523 (17,14)
Raça	0,0493 (1,88)	0,0240 (1,18)	0,0610 (3,67)
Idade	0,0735 (10,01)	0,0572 (8,99)	0,0364 (6,06)
Idade²	-0,0007 (-7,29)	-0,0004 (-5,94)	-0,0002 (-2,75)
Formal	0,0998 (2,35)	0,1614 (5,83)	0,2278 (8,88)
Sind	0,1801 (8,03)	0,1073 (5,50)	0,1312 (8,62)
Constante	-0,3636 (-2,24)	0,4617 (3,11)	1,0200 (6,93)
R²	0,4400	0,3863	0,3914
Estatística F	631,28	791,40	772,74
Prob>F	0,0000	0,0000	0,0000
Hausman*	(0,0091)	(0,0001)	(0,0001)
No. Obs.	10794	15512	16598

Fonte: Estimativas obtidas pelo autor no Stata 9.1.

Estatística t entre parênteses
(calculada com erros robustos de White)

*p-valor.

⁹ As estimativas em primeiro estágio encontram-se no Apêndice B.

Os resultados obtidos para os coeficientes da variável *educação* de 14,24%, em 1995 e 15,39%, em 2001, encontram-se próximos das estimativas de Psacharopoulos (1992). Este autor estima uma equação de salários do tipo semi-log para o Brasil utilizando dados da PNAD de 1989 e encontra um valor de 14,7% como retorno médio da escolaridade. Cavalieri e Fernandes (1998) encontram um valor estimado de 13,76% para o retorno da escolaridade para as regiões metropolitanas brasileiras estimando a equação de salários com dados da PNAD de 1989. Mais recentemente, usando a PNAD de 1996, Sachida et al. (2004), utiliza o modelo estimação de Heckman para corrigir o viés de seleção amostral e encontra um retorno médio para os anos de escolaridade de 12,9%.

Com relação à variável *gênero*, pode-se ver que os homens são melhores remunerados que a mulher, em média, na região Nordeste do Brasil. Os resultados mostram que os homens ganhavam, respectivamente, 51,49% e 35,23% a mais que as mulheres em 1995 e 2005. Apesar do presente estudo não ter o objetivo de investigar efeitos discriminatórios no mercado de trabalho, este resultado se mostra importante porque indica uma queda na discriminação por gênero na região. Leme e Wajman (2000) mostram que os homens ganham em média 40% a mais que as mulheres no mercado de trabalho brasileiro.

Para a variável *raça*, os resultados estimados de 4,93% em 1995 e 6,10% em 2005 corroboram com Campante et al. (2002). Este estudo mostra que a região Nordeste do Brasil não possui uma situação de discriminação muito significativa. Por outro lado, o relatório da “Organização Internacional do Trabalho” de 2003, que cobre a década de noventa, mostra que os indivíduos negros recebem 50% a menos que os brancos quando se leva em consideração o país como um todo.

Os resultados encontrados para as variáveis *idade* e *idade*², que são, respectivamente, positivo e negativo, servem para mostrar o caráter não-linear desta variável com os salários. Isto é, os salários são uma função crescente da idade até um determinado ponto de máximo, a partir do qual, começam a decrescer.

Em relação à segmentação formal-informal, o estudo do Ipea (2006) diz que é uma das formas de discriminação mais evidentes no mercado de trabalho brasileiro. Apesar da diminuição do grau de formalidade do mercado de trabalho, o diferencial de rendimentos entre trabalhadores formais e informais cresceu significativamente. Os coeficientes

estimados para a variável *formal*, que era de 9,98%, em 1995, e passou para 16,14%, em 2001, e 22,78%, em 2005, corroboram com o comentário acima.

Os valores encontrados para o R^2 , que mede o poder de explicação do modelo, foram de 0,44, 0,38 e 0,3914 para o período estudado. Estes valores coincidem com outros trabalhos que estimam a equação de salários para a economia brasileira como Gonzaga e Soares (1999), Sachida et al. (2004), entre outros.

Os resultados do teste de endogeneidade também encontram-se na Tabela 5. Os p-valores próximos de zero significam que a hipótese nula de exogeneidade não é aceita e, portanto, a variável *educação* é endógena na equação de salários para os anos de 1995, 2001 e 2005. Este resultado confirma que a escolha por outro método de estimação, que não seja o de mínimos quadrados ordinários, como o de mínimos quadrados de dois estágios, é correta. A Tabela 11, no Apêndice, mostra a validade do instrumento utilizado.

V.2 Resultados da Decomposição

Antes da apresentação dos resultados da “decomposição em nível” e da “decomposição da diferença”, faz-se necessário uma explicação adicional sobre a interpretação dos diferentes tipos de variáveis explicativas na decomposição.

Para variáveis explicativas que entram na equação de salários como variáveis simples do tipo *educação* ou *sind*, seus respectivos S_j 's terão uma interpretação direta. No entanto, tal interpretação torna-se diferente para variáveis que entram na equação de formas alternativas, como variáveis com efeito não-linear. Para o caso das variáveis simples como *educação*, se o seu S_j , ou seja, sua contribuição para explicar a desigualdade é igual a $y\%$, isto significa que tal variável é responsável por $y\%$ da desigualdade num determinado período. Esta interpretação é diferente para variáveis que possuem um efeito não-linear como *idade* e *idade*². Neste caso, a contribuição da categoria *idade* para a desigualdade de renda seria dada pela soma dos seus dois S_j 's - do linear e do não-linear.

V.2.1 Decomposição para o Período 1995-2005

A Tabela 6, a seguir, mostra os resultados da “decomposição em nível” nas colunas 2 e 3, e da “decomposição da diferença” na última coluna para a região Nordeste do Brasil, no período 1995-2005. Como já dito anteriormente, a “decomposição em nível” mostra os principais determinantes da desigualdade de renda salarial num determinado período de tempo, enquanto a “decomposição da diferença” indica os principais determinantes da variação na desigualdade entre dois períodos distintos.

Tabela 6
Contribuição das Variáveis Explicativas
Decomposição em Nível
e Decomposição da Diferença - 1995-2005

Variáveis Explicativas	$S_j(\ln Y)$, 1995	$S_j(\ln Y)$, 2005	$\Pi_j(\text{Gini})$, 1995-2005
Educação	0,4182	0,3912	0,4971
Gênero	0,0525	0,0179	0,3645
Raça	0,0043	0,0055	-0,0224
Idade	0,0128	0,0152	-0,0350
Formal	0,0225	0,0562	-0,7178
Sind	0,0269	0,0142	0,1383
Resíduo	0,4624	0,4994	-0,2246

Fonte: Elaborado pelo autor.

De acordo com os resultados obtidos, pode-se ver que a variável *educação* é o principal determinante da desigualdade de salários na região Nordeste. Para os anos de 1995 e 2005, os anos de escolaridade do trabalhador explicam, respectivamente, 41,82% e 39,12% da desigualdade. Ramos e Vieira (2001) encontram um valor de 33% para o ano de 1999, em nível nacional, o que coincide com o resultado apresentado na nota técnica do Ipea (2006) para o período 2001-2004. Isto indica que a importância da *educação* para explicar a desigualdade é mais elevada no Nordeste do que no país como um todo.

A queda da participação da variável *educação* de 1995 para 2005 se deve à diminuição dos retornos médios da escolaridade, como se pode ver na Tabela 5. Segundo Soares (2006), o maior acesso à educação pode ter levado a força de trabalho a se tornar mais qualificada e isto tem provocado uma diminuição dos retornos médios da escolaridade

num ambiente em que a oferta de trabalho é maior que a demanda. Além disso, a equação (7) mostra que a diminuição da correlação entre *educação* e a variável dependente, logaritmo dos salários-hora, também contribuiu para este resultado.

A variável *gênero* é o segundo determinante mais importante da desigualdade salarial em 1995, com uma contribuição de 5,25%. No entanto, este valor passa para apenas 1,79% em 2005, influenciado pela diminuição na discriminação salarial entre homens e mulheres, que pode ser observada na Tabela 5.

Em seguida, na ordem de importância, aparecem as variáveis *sind* com 2,69% e *formal* com 2,25%. A variável *sind* apresenta um resultado interessante: sua contribuição na explicação da desigualdade diminui para 1,42% em 2005. Isto pode mostrar uma eventual perda de poder dos sindicatos na barganha de salários ao longo do período estudado. Com relação à variável *formal*, sua contribuição sobe para 5,62% em 2005, o que indica uma elevação da importância da carteira assinada na desigualdade salarial.

Com relação à raça, os resultados mostram que sua participação na desigualdade é quase nula, o que vai de encontro ao trabalho de Ramos e Vieira (2001). Estes autores mostram que esta variável explica aproximadamente 8% da desigualdade em nível nacional nos anos de 1995 e 1999.

Vale observar que o resíduo na “decomposição em nível” é de aproximadamente 50%. Este resíduo mostra que as variáveis explicativas da equação de salários não explicam mais que a metade da desigualdade de salários. Estes resíduos, apesar de elevados, também são observados nos trabalhos de Fields e Yoo (2000) e Contreras (2003).

É interessante observar que apesar de as estimações terem sido significativas na equação de salários, nem todas estas variáveis são importantes na explicação da desigualdade salarial. Como exemplo, a variável *idade* é sempre significativa no período escolhido para análise, mas sua contribuição sobre a desigualdade é pequena. Esta é uma vantagem deste tipo de decomposição, ou seja, é possível captar informações sobre a desigualdade salarial com mais critério do que a simples análise dos resultados da equação de salários. Dito de outra forma, é possível obter um coeficiente altamente significativo na estimação da equação de Mincer, mas que não tenha impacto na decomposição da desigualdade de salários.

Pode-se perceber, na última coluna da Tabela 6, que as variáveis *educação*, *gênero* e *sind* são as que contribuem para a diminuição da desigualdade de renda salarial no período 1995-2005. Dentre estas variáveis, a *educação* é a que apresenta maior importância com 49,71%. Isto acontece por causa da redução do seu poder explicativo sobre a desigualdade no período. As variáveis com sinal negativo não contribuem para a diminuição da desigualdade.

V.2.2 Decomposição para o Período 2001-2005

Além do período de análise 1995-2005, este trabalho também apresenta os resultados para o período 2001-2005, como mencionado na introdução. A decisão por mostrar os resultados da decomposição para este sub-período mais recente dentro do período 1995-2005 segue a estratégia de Barros et al. (2006) e Soares (2006) que chamam a atenção para o fato de que 2001-2004 é um período de forte e consistente queda da desigualdade de renda. De acordo com a Tabela 1, pode-se perceber que o coeficiente de Gini continua sua trajetória de queda em 2005. Para o período 2001-2005, esta medida de desigualdade diminuiu, respectivamente, 4,48% e 4,87% em nível nacional e na região Nordeste.

Tabela 7
Contribuição das Variáveis Explicativas
Decomposição em Nível
e Decomposição da Diferença - 2001-2005

Variáveis Explicativas	$S_j(\ln Y)$, 2001	$S_j(\ln Y)$, 2005	$\Pi_j(\text{Gini})$, 2001-2005
Educação	0,5028	0,3912	0,8892
Gênero	0,0291	0,0179	0,0818
Raça	-	-	-
Idade	0,0187	0,0152	0,0288
Formal	0,0379	0,0562	-0,1584
Sind	0,0124	0,0142	-0,0113
Resíduo	0,3964	0,5050	-0,8302

Fonte: Elaborado pelo autor.

Pode-se observar na Tabela 7 que o ano de 2001 também apresenta a variável *educação* como principal determinante da desigualdade de salários. Seu valor é superior ao observado em 1995 (ver Tabela 6). A equação (7) mostra que as razões para este aumento são o crescimento do retorno médio da escolaridade juntamente com a elevação do desvio médio da variável *educação*.

A segunda contribuição mais importante na explicação da desigualdade é da variável *formal* com 3,79% seguida por *gênero* com 2,91%. Não existe decomposição para a variável *raça*, pois os resultados da estimação indicam não-significância para o ano de 2001 (ver Tabela 5).

Com relação ao *gênero*, pode-se observar que sua importância na explicação da desigualdade se reduz de 1995 para 2001 e deste ano para 2005. Esta redução corrobora com os resultados de Ramos e Vieira (2001) que mostram uma diminuição da contribuição desta variável na década de noventa, em nível nacional.

A última coluna da Tabela 7 mostra os resultados da “decomposição da diferença”. As variáveis *educação*, *gênero* e *idade* são as que mais contribuem para a diminuição da desigualdade de renda salarial no período 2001-2005. Dentre estas variáveis, a *educação* é a que apresenta maior importância com 88,92%.

A nota técnica do Ipea (2006) confirma, em nível nacional, o resultado da “decomposição da diferença” que diz que a variável *raça* não exerce influência na desigualdade de renda no Nordeste para o período 2001-2005. Por outro lado, este trabalho mostra que o resultado encontrado pelo estudo do Ipea para o *gênero*, ou seja, de que esta variável não contribui para a redução da desigualdade, não é verdadeiro para o Nordeste. A Tabela 7 mostra que dentre as variáveis do modelo, que contribuíram para a queda da desigualdade, o *gênero* possui uma contribuição de 8,18%.

É importante chamar a atenção para o fato de que neste período, a importância dos programas de transferência de renda foi maior do que as modificações no mercado de trabalho para a explicação da queda na desigualdade de renda. Como já foi dito no capítulo III, esta mudança é devida à elevação na participação dos programas de transferência de renda na renda total na região Nordeste, que passaram de 0,6%, em 1998, para 3,34%, em

2004. Ao mesmo tempo, a participação dos salários caiu de 76,12% para 71,38% no mesmo período.

Apesar de a queda da desigualdade no período 2001-2005 possuir uma característica de maior relação com os programas de transferência de renda, não se deve esquecer da relevância do mercado de trabalho para uma diminuição sustentável na desigualdade de renda. Como afirma Soares (2006), programas de transferência de renda podem resolver o problema da desigualdade, mas ao mesmo tempo podem criar problemas nas contas públicas, especialmente em períodos de baixo crescimento econômico. Um melhor entendimento do que está ocorrendo no mercado de trabalho, isto é, da diminuição dos diferenciais de salários, é importante para o processo de decisão do *policy maker* e pode ser menos dispendioso para o Estado.

VI. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Dada a importância que o mercado de trabalho possui na explicação da diminuição da desigualdade de renda total no período 1995-2005, este trabalho tenta contribuir para esta discussão através da aplicação de uma metodologia de decomposição capaz de indicar quais são os principais determinantes da desigualdade de salários para a região Nordeste do Brasil. Esta decomposição foi dividida em duas partes. Na primeira parte, foi feita uma “decomposição em nível” e, na segunda parte, uma “decomposição da diferença”.

A variável *educação* mostrou ser a mais importante na explicação da desigualdade para o ano de 1995 na “decomposição em nível”, seguida por *gênero* e *sind*. Em 2001, a variável *educação* também foi a mais importante, seguida por *formal* e *gênero*. Para o ano de 2005, a *educação* continuou como a principal determinante da desigualdade de renda, desta vez seguida pela variável *formal* - que representa a formalização da relação de trabalho - e *gênero*.

Como se pode observar, a variável *educação* marca sua importância na desigualdade de renda salarial no Nordeste, o que deve ser considerado como um importante indicador para elaboração de políticas públicas. Além disso, sua contribuição é mais elevada para explicar a desigualdade, na comparação com estudos nacionais.

Com relação à “decomposição da diferença”, a variável *educação* mostrou-se também a mais importante, tanto no período 1995-2005, quanto no período 2001-2005, embora seu peso tenha sido maior no segundo caso. A variável *gênero* ocupa o segundo lugar neste tipo de decomposição para os dois períodos. Ainda com relação ao *gênero*, este trabalho mostra que o resultado encontrado pela nota técnica do Ipea (2006) não é verdadeiro para o Nordeste.

Como sugestão de trabalhos futuros, uma opção a ser considerada seria uma comparação entre estes resultados obtidos para a região Nordeste com os resultados de outras macro-regiões brasileiras. Através desta comparação, poderia ser visto se os principais determinantes da desigualdade no Nordeste são os mesmos das outras regiões. Outra sugestão de trabalho seria a divisão da amostra entre homens e mulheres, com o objetivo de analisar se os determinantes da desigualdade de renda diferem entre gênero.

Uma limitação deste trabalho pode ser explorada em pesquisas futuras. A metodologia de decomposição utilizada é capaz de mostrar quais variáveis tem tornado os rendimentos do trabalho menos desiguais, mas não é capaz de explicar as causas das mudanças nas variáveis. Como exemplo, a *educação* tem contribuído para diminuir a desigualdade porque seus retornos médios têm declinado, mas os motivos deste declínio não são explicados. Esta lacuna se coloca como uma via a ser explorada em outros trabalhos.

Caso esta recente diminuição da desigualdade de renda se confirme como uma tendência, e continue sendo influenciada pela redução dos diferenciais de salários no mercado de trabalho, a economia brasileira poderá em breve reverter ou diminuir uma de suas piores características sociais.

VII. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARRETO, F. A. (2005) Crescimento Econômico, Pobreza e Desigualdade: o que sabemos sobre eles? Série Ensaio sobre Pobreza. Laboratório de Estudos da Pobreza. Caen – UFC.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. (1995) Determinantes da Desigualdade no Brasil. IPEA. Textos para Discussão n. 337.

BARROS, R. P. (1997) Os Determinantes da Desigualdade no Brasil. São Paulo: USP. DP, 22/97.

BARROS, R.; MIRELA, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. (2006) Conseqüências e Causas Imediatas da Queda Recente da Desigualdade de Renda Brasileira. IPEA. Texto pra Discussão n. 1201.

BARROS, R.; MIRELA, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. (2007) Determinantes Imediatos Queda da Desigualdade Brasileira. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (orgs.) Desigualdade de Renda no Brasil: Uma Análise da Queda Recente. Rio de Janeiro: Ipea.

BLACKBURN, M.; NEUMARK, D. (1992) Unobserved Ability, Efficiency Wages, and Interindustry Wage Differentials, *Quarterly Journal of Economics* 107, p. 1421-36.

CACCIAMALI, M. C. (1997) The growing inequality in income distribution in Brazil. In: WILLUMSEN, M.; FONSECA, E. G. (eds.). *Brazilian economy: structure and performance in recent decades*. North-South Center Press.

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.

CHISWICK, B.; MINCER, J. (1972). Time-Series Changes in Personal Income Inequality in the United States from 1939, with Projections to 1985. *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 80(3), p. S34-S66.

COWELL, F. A., & JENKINS, S. P. (1995). How Much Inequality Can We Explain?: A Methodology and an Application to the United States. *The Economic Journal*, 105(429), 421-430.

DE HOYOS, R. E. (2006) Accounting for Mexican Income Inequality During the 1990's. World Bank Paper Series 4224.

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.

FEI, J. C. H.; RANIS, G.; KUO, S. W. Y. (1978). Growth and the Family Distribution of Income by Factor Components. *Quarterly Journal of Economics*, 92(1), 17-53.

FIELDS, G. S.; YOO, G. (2000) Falling Labor Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes. *Review of Income and Wealth*, vol. 46, n.2, Junho, p. 139-60.

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.

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.

GOLDBERGER, A. (1970) On the Statistical Analysis of Identities: Comment. *American Journal of Agricultural Economics*, 52(1), 154-155.

GOSLING, A.; MACHIN, S.; MEGHIR, C. (1998) The changing distribution of male wages in the UK. Centre for Economic Performance. Discussion Paper, 271.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA (2006) Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil. Nota Técnica. Agosto.

KAKWANI, N.; NERI, M.; SON, H. H. (2006) Linkages Between Growth, Poverty and Labour Market. *Ensaio Econômicos*. FGV. n. 639.

LAM, D.; LEVINSON, D. Declining inequality of schooling in Brazil and its effect on inequality of wages. *Journal of Development Economics*, n. 37, p. 199-225, 1992.

LANGONI, G. (1973) *Distribuição de Renda e Crescimento Econômico*. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura.

LEME, M. C. S.; WAJNMAN, S. Tendências de Coorte nos Diferenciais de Rendimento por Sexo. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). *Desigualdade e Pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, p. 251-270.

MINCER, J. (1997). Changes in Wage Inequality, 1970-1990. *Research in Labor Economics*, vol. 16.

MORDUCH, J.; SICULAR, T. (1998). Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China. Harvard Institute for International Development. Working Paper n. 636.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO – OIT. (2003) Relatório.

PSACHAROPOULOS, G. (1991) Time Trends of the Returns to Education: Cross-National Evidence. *Economics and Education Review*, n. 8, v. 3.

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

PYATT, G.; CHEN, C.; FEI, J. (1980). The Distribution of Income by Factor Components. *Quarterly Journal of Economics*, 95(3), 451-473.

REIS, J.; BARROS, R. E. (1991) Wage Inequality and the Distribution of Education. *Journal of Development Economics*, 36(1), 117-143.

SACHIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. (2004) Discriminação Salarial e Local de Moradia: um estudo para o Distrito Federal. In: XXXII Encontro Nacional de Economia ANPEC, João Pessoa.

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

SIQUEIRA, M. L.; SIQUEIRA, M. L. (2006) Desigualdade de Renda no Nordeste Brasileiro: Uma Análise de Decomposição. In: XI Encontro Regional de Economia – ANPEC/Nordeste.

SIQUEIRA, M. L.; PAES, N. L. (2006) Medidas de Pobreza e Desigualdade: uma Análise Teórica dos Principais Índices. Série Ensaio sobre Pobreza. Laboratório de Estudos da Pobreza. Caen – UFC.

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.

SOARES, S. (2006) Análise de Bem-Estar e Decomposição por Fatores da Queda na Desigualdade entre 1995 e 2004. *Econômica*, Rio de Janeiro, v.8, n. 1, p. 83-115.

SQUIRE, L.; ZOU, H. (1998) Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality. *The Economic Journal*, v. 108. p.26-43.

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

APÊNDICE

Apêndice A

Tabela 8 - Matriz de Correlação – Variáveis da Amostra 1995

	Ln salário	Educação	Sexo	Raça	Idade	Formal	Sind
Ln salário	1,0000						
Educação	0,5660	1,0000					
Gênero	0,1826	-0,1709	1,0000				
Raça	0,1741	0,1989	-0,0181	1,0000			
Idade	0,0436	-0,2099	0,0371	-0,0102	1,0000		
Formal	0,3936	0,3776	0,0868	0,0731	-0,0215	1,0000	
Sind	0,3083	0,2044	0,1219	0,0505	0,0601	0,3527	1,0000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Tabela 9 - Matriz de Correlação – Variáveis da Amostra 2001

	Ln salário	Educação	Sexo	Raça	Idade	Formal	Sind
Ln salário	1,0000						
Educação	0,5447	1,0000					
Gênero	0,1143	-0,1741	1,0000				
Raça	0,1837	0,2011	-0,0457	1,0000			
Idade	0,0678	-0,1556	-0,0090	0,0015	1,0000		
Formal	0,3962	0,3133	0,0540	0,0592	-0,0004	1,0000	
Sind	0,2592	0,1738	0,0773	0,0516	0,0595	0,2883	1,0000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Tabela 10 - Matriz de Correlação – Variáveis da Amostra 2005

	Ln salário	Educação	Sexo	Raça	Idade	Formal	Sind
Ln salário	1,0000						
Educação	0,5447	1,0000					
Gênero	0,0844	-0,1980	1,0000				
Raça	0,1653	0,1760	-0,0362	1,0000			
Idade	0,0712	-0,1889	-0,0008	0,0033	1,0000		
Formal	0,4035	0,3175	0,0788	0,0764	-0,0104	1,0000	
Sind	0,2306	0,1399	0,0762	0,0237	0,0488	0,2949	1,0000

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

Apêndice B

Tabela 11
Estimativas de Primeiro Estágio
Equação de Salários para a Região Nordeste - 1995, 2001 e 2005
Variável dep.: educação

Variáveis Explicativas	1995	2001	2005
Gênero	-1,8101 (-23,43)	-1,7018 (-24,63)	-1,9705 (-30,74)
Raça	1,6206 (18,93)	1,6898 (22,76)	1,4144 (20,28)
Idade	-0,0142 (-0,33)	-0,1280 (-3,28)	-0,1648 (-4,54)
Idade²	-0,0011 (-2,09)	0,0005 (1,04)	0,0008 (1,71)
Formal	2,9908 (37,46)	2,5888 (36,65)	2,6634 (40,25)
Sind	1,1818 (12,50)	1,3403 (14,29)	0,8815 (10,31)
No. pessoas/família	-0,2416 (-12,44)	-0,3412 (-16,62)	-0,3597 (-17,90)
Constante	7,2307 (9,06)	10,3469 (14,28)	12,2686 (18,25)
R²	0,2711	0,2134	0,2262
Estatística F	573,05	600,82	692,89
Prob>F	0,0000	0,0000	0,0000
No. obs.	10794	15512	16598

Fonte: Estimativas obtidas pelo autor no Stata 9.1.

Estatística t entre parênteses

(calculada com erros robustos de White)

Apêndice C

Tabela 12 - Evolução Amostral

Seleção	1995	2001	2005
Amostra inicial	106281	122116	130887
Idade (25 a 55 anos)	36563	45178	51182
Semana de referência da pesquisa	25979	31100	35896
Trabalhadores* com/sem carteira assinada	11300	15803	18888
Renda positiva	10794	15512	16598

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos microdados da PNAD/IBGE.

* não inclui empregadores e trabalhadores por conta-própria.