

# Determinantes da desigualdade de renda em áreas rurais do Nordeste

Jair Andrade Araújo<sup>1</sup>  
Débora Gaspar Feitosa<sup>2</sup>  
Flavio Ataliba Daltro Flexa Barreto<sup>3</sup>

**Resumo:** Este artigo mostra os determinantes da desigualdade de renda nas áreas rurais do Nordeste. Para tanto, utiliza-se da metodologia da decomposição em nível e em diferença. Os resultados obtidos mostraram que, nas áreas rurais dos estados do Nordeste, ocorreu uma queda na proporção de pobres e nos índices de pobreza. Verificou-se que houve discriminação de cor em alguns estados, no entanto essa discriminação vem seguindo um ritmo de queda nos últimos anos. A educação mostrou-se ser a variável mais importante na explicação da desigualdade, além de ser de extrema importância e relevância na elaboração das políticas públicas.

**Palavras-chave:** desigualdade, renda, rural.

## Income inequality indicators in agricultural areas of the Brazilian Northeastern Region

**Abstract:** This article aims to show the determinative ones of the inequality of income in the rural areas of the northeast of Brazil. For this, it is used the methodology of the decomposition in level and difference. The gotten results had shown that in the agricultural areas of the northeast states, a fall in the ratio of poor persons and the index of poverty in these states occurred. It was verified that it had discrimination of race in some states, however this discrimination comes in recent years following a fall rhythm. The education revealed to be the variable most important in the explanation of the inequality, showing extreme importance and relevance in the elaboration of the public policies.

**Keywords:** inequality, income, rural.

## Introdução

As desigualdades econômica, étnica, regional e urbano-rural, entre outras, não só impedem o acesso a bens como determinam o sucesso de crianças e jovens brasileiros, ao longo dos anos, consolidando as suas diferenças.

Historicamente, o Brasil tem apresentado um padrão de renda bastante desigual. Nos anos 1990, o governo brasileiro buscou melhorar esse padrão por meio da estabilização da economia. De fato, a implementação do Plano Real (1993/1994) foi muito bem sucedida em reduzir a taxa de inflação no País, e o padrão

<sup>1</sup> Doutorando em Economia, CAEN/UFC, Mestre em Economia Rural/UFC. E-mail: jaraujoce@hotmail.com

<sup>2</sup> Doutoranda em Economia, CAEN/UFC, Mestre em Economia Rural/UFC. E-mail: debgaspar@hotmail.com

<sup>3</sup> Doutor em Economia, Professor CAEN/UFC. E-mail: ataliba@ufc.br

de distribuição de renda melhorou de maneira consistente.

A literatura nacional revela que houve uma melhora no padrão de renda nos anos 1990 comparado com o final da década de 1980. Todavia, considerando que a década de 1990 reverteu o padrão de crescimento da desigualdade, iniciado na segunda metade dos anos 1980, esse resultado foi bastante relevante para a sociedade brasileira. Além disso, cabe observar que a melhora após o Plano Real foi mais consistente do que a do início da década de 1990, pois esta estava associada com recessão.

De acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), um aspecto importante da desigualdade de renda no Brasil está relacionado com a desigualdade de renda regional. Consideradas as distribuições de renda internas em cada região, verifica-se que Sul e Sudeste apresentam melhor padrão de distribuição de renda do que as demais regiões, sendo que a Região Sudeste é extremamente mais rica do que as demais macrorregiões do País.

Nos anos 1990, apesar de uma redução da desigualdade dentro das regiões, acompanhando a melhora geral do País, a desigualdade entre as regiões permaneceu inalterada. Sobre a distribuição de renda interna de cada região, pode-se dizer que as regiões Norte e Nordeste continuaram a apresentar um padrão mais desigual dos que as demais regiões.

A estabilização dos preços no Brasil foi muito importante na melhora da distribuição de renda, principalmente para o setor informal da economia, bastante significativo na economia brasileira. Predominantemente composto de indivíduos com baixa renda, esse setor não tinha como se proteger da perda do poder de compra. Berni (2007) ressalta que o coeficiente de Gini, que é uma medida de desigualdade, passou de 0,6005, em 1995, para 0,5693, em 2005, ou seja, reduziu 5,20 %.

Esses resultados e a considerável estabilidade de preços desde 1994 têm sugerido novas discussões e estudos sobre políticas para continuação do processo de melhora do padrão

de distribuição de renda no País, pois o grau de desigualdade social corrente é ainda alarmante. Outra motivação tem sido a conseqüente piora de outros problemas sociais, tais como o aumento de criminalidade e da violência urbana, especialmente em grandes metrópoles.

Segundo Barros et al. (2000), o nível de renda per capita do Brasil não o qualifica como um país pobre no cenário internacional, já que cerca de 64 % dos países do mundo têm renda per capita inferior à brasileira. Contudo, apesar de ser relativamente rico, o Brasil é um país extremamente desigual. Comparando-se o Brasil com os demais países do mundo, percebe-se que o grau de pobreza no Brasil é significativamente superior ao dos países com renda per capita similar à brasileira, o que indica a relevância da má distribuição dos recursos para explicar a intensidade da pobreza nacional.

De acordo com a nota técnica do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) (IPEA, 2006), ao contrário do que vem ocorrendo na grande maioria dos países, durante os períodos de referência abrangidos pelas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (Pnads) 2001/2004, do IBGE, o grau de desigualdade de renda no Brasil declinou em 4 %. Essa queda se deu de maneira contínua. A renda dos 20 % mais pobres do País cresceu no período cerca de 5 % ao ano, enquanto a dos 20 % mais ricos diminuiu em 1 %.

As atuais linhas de pesquisa enfatizam, sobretudo, a importância de explicar e quantificar a contribuição dos determinantes mais próximos da recente queda da desigualdade no Brasil.

Entende-se que seja de fundamental relevância científica a compreensão das causas da desigualdade no Brasil, sobretudo para auxiliar os governos na determinação de políticas que venham corroborar para sua diminuição. De posse dessa informação, o *policy maker* pode tomar decisões que contribuirão para a diminuição da desigualdade de renda no País e da injustiças sociais. Além disso, a importância do entendimento das causas de um processo

de desigualdade de renda não está somente ligada à questão da equidade social, mas também à associação com o crescimento econômico e os níveis de pobreza.

Segundo Manso et al. (2006), a desigualdade de renda no Brasil aparece como um dos principais problemas socioeconômicos brasileiros. Essa desigualdade é ainda maior quando se comparam as regiões brasileiras. Por exemplo, a Região Nordeste, possuidora de 28 % da população brasileira, concentra 49 % dos pobres e 55 % dos indigentes de todo o País.

Diante desse cenário e sendo a Região Nordeste a que apresenta o maior problema em relação à concentração de renda no Brasil, inclusive havendo grandes discrepâncias entre o meio rural e urbano, concentrando um grande número de pobres brasileiros, buscou-se, com este artigo, analisar esse grave problema de concentração de renda, pobreza e desigualdade social, particularmente nessa região. Especificamente, será estimada a equação de rendimentos dos trabalhadores na agricultura da Região Nordeste e, de posse das informações obtidas pela equação de rendimentos, podem-se decompor os determinantes da desigualdade de renda. Ou seja, pode-se dizer qual é a participação percentual de cada determinante na explicação da desigualdade.

Neste trabalho, também são analisados, sob vários ângulos, os dados sobre distribuição da renda rural no Nordeste do Brasil, obtidos na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) nos anos de 1995, 2001 e 2005. A análise considera apenas as famílias com domicílio rural e as famílias cuja pessoa de referência tem atividade principal na agricultura e pessoas economicamente ativas com rendimento positivo.

Esta metodologia de decomposição para o Nordeste rural 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. Berni (2007) lembra 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. Dessa forma, é possível analisar os determinantes da queda da desigualdade de renda no Nordeste rural durante o período de 1995 a 2005 e, mais recentemente, no período de 2001 a 2005.

## **Evolução da desigualdade de renda no Brasil**

O Brasil tem apresentado, desde a década de 1960, uma das maiores desigualdades de renda de todo o mundo. Entretanto, Barros et al. (2007) mostra que, entre 2001 e 2005, o grau de desigualdade de renda no Brasil declinou de forma acentuada e contínua, atingindo, em 2005, o nível mais baixo dos últimos 30 anos.

Ainda conforme Barros et al. (2007), o coeficiente de Gini diminuiu quase 5 %, e a razão entre a renda dos 20 % mais ricos e a dos 20 % mais pobres, mais de 20 %. Essa redução na desigualdade contribuiu para diminuir substancialmente a pobreza e melhorar as condições de vida da população mais pobre, mesmo em um período de relativa estagnação da renda per capita.

Apesar desse declínio, a desigualdade no País continua extremamente elevada. Cerca de 90 % dos países apresentam um grau de desigualdade inferior ao do Brasil.

Segundo Barros et al. (2007), entre 2001 e 2005, o coeficiente de Gini declinou 4,6 %, guiado por uma taxa de crescimento da renda dos 10 % mais pobres de 37 % superior à taxa de crescimento da renda dos 20 % mais ricos.

A Tabela 1 mostra a evolução do coeficiente de Gini para a economia brasileira e para as macrorregiões no período de 1995 a 2005.

O coeficiente de Gini varia de zero a um. Zero significaria, hipoteticamente, que todos os indivíduos teriam a mesma renda, e um mos-

traria que apenas um indivíduo teria toda a renda de uma sociedade.

Observa-se que o índice brasileiro foi de 0,5693 em 2005, segundo os dados retirados do Ipea/Data, e que o coeficiente de Gini para o Brasil caiu de 0,6005 para 0,5693 no período, o que significou uma redução de 0,0312 pontos. Seguindo essa tendência de queda, todas as macrorregiões brasileiras apresentaram uma diminuição na desigualdade de renda.

A Tabela 1 mostra que as regiões Norte, Sul e Nordeste, nesta ordem, apresentaram as maiores reduções no coeficiente de Gini. Em 1995, a Região Nordeste apresentava a maior desigualdade de renda entre as regiões, seguida pela Região Centro-Oeste. Em 2005, o Centro-Oeste apresentou a pior distribuição de renda entre as regiões, deixando o segundo lugar para o Nordeste.

A Fig. 1, a seguir, ajuda na visualização da evolução do coeficiente de Gini para o período estudado. Apesar de apresentar elevada desigualdade de renda, as macrorregiões brasileiras apresentaram queda no Gini de 1995 a 2005.

Segundo Berni (2007), 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

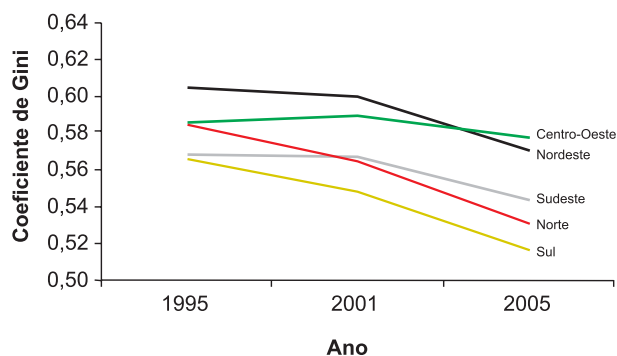


Fig. 1. Evolução do coeficiente de Gini no Brasil e nas macrorregiões, de 1995 a 2005.

só, mas também pelo aumento da renda das pessoas mais pobres. Para o País, 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 essa razão declina de 23,96, no ano de 1995, para 19,53, no ano de 2005.

## Desigualdade de renda no Nordeste

Existem diferentes projetos governamentais de enfrentamento da desigualdade e pobre-

Tabela 1. Coeficiente de Gini no Brasil e nas regiões, de 1995 a 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

Fonte: elaborado a partir de dados do Ipea (2007).

za no País. No entanto, questiona-se quanto à efetividade e veracidade do compromisso desses projetos. Retóricas à parte, as políticas públicas nacionais e locais pouco impacto exerceram sobre o problema. Os estudos realizados pelas mais diversas fontes mostram que o desenvolvimento econômico e tecnológico somente aumentou o fosso entre ricos e pobres ao longo dos anos e, embora haja diminuição da pobreza, segundo alguns índices, milhões de nordestinos permanecem na linha da pobreza ou abaixo dela.

Conforme dados do IBGE (2001, citado por ARAÚJO, 2003), o quadro de pobreza na região nordestina é mais intenso, registrando taxa de 50,15 %, mais que o dobro do resto do País (20,36 %). Ao longo das últimas décadas, houve baixa mobilidade nos indicadores, principalmente nos sociais. Na zona rural nordestina, porém, esses indicadores são mais preocupantes por serem fruto histórico da desigual posse da terra, das políticas públicas limitadas, do sistema de exploração equivocado, da instabilidade nas relações de trabalho e, ainda, das condições climáticas específicas.

Os reflexos desse quadro se encontram na intensificação dos fluxos migratórios rurais em direção ao meio urbano nos anos 1980 e 1990. Motivados pelo desemprego, subemprego e precariedade dos serviços sociais e outros serviços, levas de pobres desqualificados aumentaram os cinturões de miséria nas cidades e a responsabilidade para os governos estaduais e municipais em implementarem políticas de fixação das pessoas no campo.

Segundo Marcelo L. Siqueira e Márcia L. Siqueira (2006), o Nordeste continua sendo a região do País com maior desigualdade de renda. Enquanto a renda mensal dos 10 % mais ricos da população brasileira representava, em 2003, 16,9 vezes a dos 40 % mais pobres, na Região Nordeste essa relação era de 18,2 vezes, diante de 15,1 vezes na Região Sudeste e 13,9 vezes no Sul.

Ainda conforme Marcelo L. Siqueira e Márcia L. Siqueira (2006), a concentração de

renda vem caindo ano a ano no País, mas os números a partir de 1995 revelam também que a queda no Nordeste tem sido mais lenta que nas outras duas regiões mais populosas. Em 1995, os 10 % mais ricos do Nordeste obtinham do trabalho 20,6 vezes o que recebiam os 40 % mais pobres. A redução para as 18,2 vezes em 2003 foi equivalente a 2,4 vezes. Tanto no Sudeste como no Sul a queda foi maior. No Sudeste, a relação em 1995 era igual à do Nordeste em 2003 (18,2 vezes) e caiu para 15,1 vezes. Já no Sul, a queda foi de 17,4 vezes para 13,9 vezes no mesmo período. O estudo mostra, ainda, que, em 2003, o rendimento-hora das pessoas ocupadas no Nordeste era de R\$ 2,70, exatamente a metade dos R\$ 5,4 da Região Sudeste, e que o desemprego vem atingindo mais as mulheres, com uma taxa de desemprego de 11,6 %, em contraste com os 7,4 % dos homens. Além disso, as mulheres ganham menos que os homens, e a defasagem é maior nas faixas mais elevadas de escolaridade.

Marcelo L. Siqueira e Márcia L. Siqueira (2006) evidenciam que os padrões na renda regional foram caracterizados por uma desigualdade intra-regional maior nos anos 1970 e 1980, e por uma pequena convergência na renda média dos estados brasileiros durante a década de 1990.

A Tabela 2, a seguir, mostra a evolução do coeficiente de Gini, que mede o grau de desigualdade na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita, para os estados do Nordeste Brasileiro no período de 1995 a 2005.

Verifica-se que, de forma geral, o coeficiente de Gini para os estados do Nordeste caiu no período em questão. Por exemplo, no Ceará, esse coeficiente era de 0,617 em 1995 e reduziu para 0,557 em 2005. Exceção foi apenas o Estado do Piauí que apresentou um aumento do índice de 0,588 em 1995 para 0,591 em 2005. Segundo Berni (2007), a Região Nordeste apresenta a segunda maior desigualdade de renda entre as macrorregiões brasileiras.

Os dados mostram uma queda da desigualdade de renda nos estados do Nordeste;

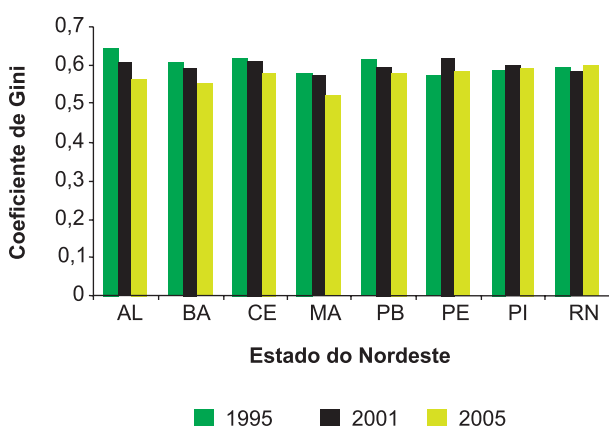
entretanto, ainda existe uma elevada persistência da desigualdade. Sem dúvida, isso contribuiu como empecilho na efetivação de políticas públicas no combate à pobreza na região nordestina.

A Fig. 2, a seguir, ajuda na visualização da evolução do coeficiente de Gini para os estados do nordeste de 1995 a 2005.

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 de 1995 a 2005, a renda domiciliar per capita dos 10 % mais pobres cresceu 27,42 %, enquanto a

renda domiciliar da região aumentou 4,52 %. Na Região Nordeste, 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 que mede a proporção de pobres, dada uma determinada linha de pobreza, verifica-se uma redução nesse indicador para a Região Nordeste. Esse índice passou de 0,61, em 1995, para 0,54, em 2005. Para o Brasil, esse índice declinou de 0,35 para 0,31 nesse 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.



**Fig. 2.** Índice de Gini para os estados do Nordeste Brasileiro em 1995, 2001 e 2005.

Fonte: Ipea (2007).

## Fonte de dados

Os dados da pesquisa foram obtidos no IBGE, extraídos da PNAD.

A PNAD é a mais importante fonte anual de informações sobre a realidade social brasileira. Trata-se da única pesquisa com abrangência nacional e periodicidade anual, contendo informações sobre o bem-estar da população brasileira. A pesquisa coleta informações de cerca de 400 mil indivíduos em 100 mil domicílios, cobrindo as áreas de população, fecundidade, migração, educação, trabalho e rendimento. As tendências apontadas pela PNAD são objeto de

**Tabela 2.** Coeficiente de Gini nos estados do Nordeste, de 1995 a 1999 e de 2001 a 2005.

Estados	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
Alagoas	0,644	0,635	0,623	0,619	0,588	0,607	0,606	0,608	0,575	0,566
Bahia	0,606	0,635	0,612	0,596	0,585	0,594	0,591	0,590	0,555	0,553
Ceará	0,617	0,629	0,624	0,618	0,613	0,613	0,590	0,569	0,576	0,579
Maranhão	0,579	0,601	0,619	0,605	0,575	0,574	0,567	0,578	0,609	0,521
Paraíba	0,615	0,599	0,633	0,640	0,656	0,597	0,601	0,568	0,595	0,581
Pernambuco	0,574	0,605	0,593	0,598	0,604	0,617	0,609	0,590	0,607	0,587
Piauí	0,588	0,590	0,621	0,594	0,599	0,598	0,618	0,602	0,591	0,591
Rio Grande do Norte	0,597	0,608	0,597	0,598	0,597	0,582	0,584	0,563	0,570	0,598

Fonte: Ipea (2007).

intenso interesse no meio acadêmico e na imprensa.

Para acessar os microdados da PNAD – composta de uma ampla base de dados – necessita-se da utilização de pacotes computacionais; nesse caso utilizou-se o SPSS, para a obtenção dos dados agrupados da população para facilitar a estimação do modelo da pesquisa.

Segundo Corrêa (1998), embora se reconheça a boa qualidade dos dados da PNAD, algumas de suas características precisam ser registradas, porque representam restrições que devem ser consideradas nas análises dos resultados obtidos. Duas são freqüentemente citadas nos estudos sobre distribuição de renda: a ausência de informações sobre o valor da produção para o autoconsumo, que pode ser parte importante da renda real dos pequenos agricultores, e a subdeclaração dos rendimentos mais elevados. No caso da população com ocupação na agricultura, há outras limitações que precisam ser registradas. Ao não abranger a área rural da Região Norte, a PNAD não permite a inclusão de uma área agrícola que, apesar de ser de menor importância, não é desprezível. A coleta dos dados, por sua vez, tem como base uma semana específica de referência, não permitindo que se capte a variedade das atividades agrícolas no País ao longo do ano.

Ney (2003) ressalta que, apesar das restrições, a pesquisa revela números importantes para o estudo da desigualdade na distribuição de renda.

As estatísticas descritivas dos dados encontram-se nas Tabelas 4, 5 e 6. Ressalta-se a limitação da distinção entre rural e urbano pelo IBGE, como nota Del Grossi e Graziano da Silva (2002). Esses autores chamam a atenção que as áreas da PNAD são mantidas fixas durante uma década. Isto é, uma área que foi classificada como rural em 1991 permaneceu como rural até 2000. Seguindo o critério adotado pelo IBGE, adotou-se como áreas rurais a seguinte

classificação: a) aglomerado rural de extensão urbana – compreende os aglomerados adjacentes ao perímetro urbano dos municípios; b) aglomerado rural isolado, povoado – aglomerações no espaço rural que se caracterizam por não estarem vinculadas a um único proprietário e possuir um conjunto de edificações permanentes e adjacentes e com serviços para atender seus moradores; c) aglomerado rural núcleo – é o aglomerado isolado com mais de 10 e menos de 51 domicílios cuja área pertence a um único proprietário; d) áreas rurais outros – são os aglomerados que não se caracterizam por povoados e não estão vinculados a um único proprietário; e) áreas rurais-exclusive – são as áreas rurais propriamente ditas, que não se caracterizam como aglomeração, existência de serviços ou densidade populacional. Na argumentação de Hoffmann (1999), a mensuração da desigualdade de renda exige que se defina a unidade estatística, a população abordada e a renda utilizada. Ou seja, é necessário especificar qual é a variável e qual é a população analisada.

Neste artigo, para estimar as equações de rendimentos, explanadas adiante, são utilizados os dados individuais das PNADs de 1995, 2001 e 2005. Com o propósito de apresentar de forma mais homogênea as características do processo de formação de rendimentos do trabalho entre as pessoas que ocupam a área rural do Nordeste do Brasil, a partir das informações disponíveis nas PNADs, seleciona-se como unidade de análise a variável renda mensal individual de todos os trabalhos (RTTR) que inclui o rendimento em dinheiro e em produtos e mercadorias, proveniente do trabalho principal e de outros trabalhos, exceto o valor da produção para autoconsumo, excluindo-se as pessoas que declararam possuir rendimento nulo.<sup>4</sup> Também se trabalha com limite etário de 16 anos, para permitir que o indivíduo possa ter concluído o Ensino Fundamental, e já seja elemento efetivo da força de trabalho, procurando-se estabelecer um número mínimo semanal

<sup>4</sup> A razão de se considerar apenas os trabalhadores com renda positiva decorre de se pretender comparar os resultados do período de 1995 a 2005. Registra-se, entretanto, que a decisão de excluir as pessoas com rendimento nulo tende a levar a uma superestimação dos rendimentos médios e medianos, e provavelmente subestimar a desigualdade/pobreza da distribuição.

de horas trabalhadas de forma a representar ocupação em turno parcial. As amostras assim constituídas limitam o universo de análise aos indivíduos: a) pertencentes à população economicamente ativa (PEA), ocupados no setor agrícola; b) com renda mensal de todos os trabalhos declarada positiva; c) com 16 anos ou mais de idade; d) trabalhando 15 horas ou mais por semana; e) excluindo as pessoas sem informação de idade, escolaridade, posição na ocupação, cor ou tempo semanal de trabalho. Ou seja, separaram-se as informações amostrais apenas para as famílias das áreas rurais residentes nos estados do Nordeste. Ressalta-se que são utilizadas apenas as pessoas com atividade única ou principal na agricultura e com informação de valor positivo para o rendimento de todos os trabalhos.

Na amostra da PNAD de 1995, 2001 e 2005, existem 106.281, 122.116 e 130.887 pessoas no Nordeste do Brasil. Após a aplicação desses filtros, as amostras de 1995, 2001 e 2005 consistem, respectivamente, de 7.381, 7.940 e 8.891 pessoas na zona rural do Nordeste. A evolução da amostra está na Tabela 3.

As estatísticas descritivas para a zona rural do Nordeste são apresentadas nas Tabelas 4, 5 e 6 das amostras de 1995, 2001 e 2005, respectivamente. Observa-se que o trabalhador médio na zona rural de 1995, 2001 e 2005 possui, respectivamente, 1,13, 1,35 e 1,42 anos de educação. Isso significa um acréscimo de menos de um ano de educação do trabalhador durante o período de 1995 a 2005. Pode-se vê que em média os anos de educação das pesso-

as na zona rural do Nordeste são muito baixos. Berni (2007), considerando uma amostra de todo o Nordeste (urbano e rural), encontrou para os anos de 1995, 2001 e 2005, que um trabalhador médio possui 5,27, 6,15 e 6,79 anos de estudo.

Outra característica importante da amostra é a variância, desvio-padrão elevado ao quadrado, do logaritmo natural dos rendimentos dos trabalhadores na agricultura do Nordeste, que pode ser usada como uma medida de desigualdade. Observe que essa medida toma os valores, respectivamente, de 0,6304, 0,7111 e 0,7096 para os anos 1995, 2001 e 2005. Isso mostra que a dispersão desses dados em relação à média diminuiu ao longo do período estudado. Vale ressaltar que essa diminuição de 1995 a 2001 foi maior em magnitude que quando se compara 2001 a 2005. Berni (2007) encontrou uma queda maior na dispersão, ao longo do tempo, quando trabalhou com uma amostra do Nordeste, incluindo as áreas urbanas e rurais. Especificamente, esse autor verificou que a variância foi de 0,7490, 0,7089 e 0,6676 para os anos de 1995, 2001 e 2005.

Esses dados podem indicar que está ocorrendo uma queda na distribuição dos rendimentos no setor rural do Nordeste de forma lenta. A metodologia de decomposição da desigualdade dos rendimentos, apresentada a seguir, usa essa medida de variância para mostrar se a distribuição dos rendimentos na zona rural nordestina é mais ou menos desigual.

## Metodologia

### Índices de pobreza do Nordeste rural

Este item desenvolve aplicações de metodologias para a estimativa de índices de pobreza e de distribuição de renda em áreas rurais, considerando-se as PNADs de 1995 a 2005 em áreas rurais do Nordeste do Brasil, com a finalidade de verificar se existem alterações significativas na proporção de pobres, intensi-

**Tabela 3.** Evolução da amostra.

Seleção	1995	2001	2005
Amostra inicial	106.281	122.116	130.887
Idade (16 a 64 anos)	65.944	81.011	90.724
Atividade agrícola	12.784	13.155	15.380
Renda positiva	7.381	7.940	8.891

Fonte: elaborado a partir dos microdados da PNAD (IBGE, 1995, 2001, 2005).



**Tabela 4.** Estatística descritiva da amostra de 1995.

Variável	Nº. de observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
InRend	7.381	0,9385	0,7940	-2,8332	6,9513
Educação	7.381	1,1384	4,0050	1	14
Sexo	7.381	0,8650	0,3416	0	1
Cor preta	7.381	0,0623	0,2417	0	1
Cor amarela	7.381	0,0012	0,2417	0	1
Indígena	7.381	0,0020	0,0450	0	1
Parda	7.381	0,7060	0,4556	0	1
Idade	7.381	40,4950	16,116	16	64
Idade <sup>2</sup>	7.381	1.899,55	1.437,08	256	4.096
Sindicato	7.381	0,8013	0,3989	0	1

Fonte: elaborado a partir dos microdados da PNAD (IBGE, 1995).

**Tabela 5.** Estatística descritiva da amostra de 2001.

Variável	Nº. de observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
InRend	7.940	3,5539	0,8433	-1,6094	8,9226
Educação	7.940	1,358	4,0167	1	16
Sexo	7.940	0,8773	0,3280	0	1
Cor preta	7.940	0,0634	0,2438	0	1
Cor amarela	7.940	0,0015	0,0388	0	1
Indígena	7.940	0,0013	0,0371	0	1
Parda	7.940	0,7005	0,4580	0	1
Idade	7.940	41,557	12,0021	16	64
Idade <sup>2</sup>	7.940	2.211,085	1.872,98	256	4.096
Sindicato	7.940	0,7697	0,42100	0	1

Fonte: elaborado a partir dos microdados da PNAD (IBGE, 2001).

**Tabela 6.** Estatística descritiva da amostra de 2005.

Variável	Nº. de observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
InRend	8.891	3,9937	0,8424	-0,2231	8,9227
Educação	8.891	1,4237	3,9335	1	16
Sexo	8.891	0,8805	0,3243	0	1
Cor preta	8.891	0,0668	0,2497	0	1
Cor amarela	8.891	0,0005	0,02370	0	1
Indígena	8.891	0,0011	0,03352	0	1
Parda	8.891	0,7058	0,4556	0	1
Idade	8.891	40,6773	15,6433	16	64
Idade <sup>2</sup>	8.891	1.899,01	1.406,88	256	4.096
Sindicato	8.891	0,7158	0,4556	0	1

Fonte: elaborado a partir dos microdados da PNAD (IBGE, 2005).

dade da pobreza e distribuição de renda no período. Com esses propósitos serão determinados os seguintes índices:

a) (Poverty Headcount) – (P<sub>0</sub>) mede a proporção de pessoas pobres, ou seja, a proporção de pessoas que têm renda per capita domiciliar inferior à linha de pobreza. Tal indicador é utilizado como ponto de partida para estudos sobre pobreza, mas é insuficiente para analisá-la dado que viola dois importantes axiomas (KAKWANI et al., 2006).

Segundo Nerder (2004), em primeiro lugar, o indicador não se altera ao se reduzir a renda de uma pessoa situada abaixo da linha de pobreza ou o inverso, isto é, quando a renda eleva-se sem alcançar a linha de pobreza, o indicador permanece o mesmo. Em segundo lugar, a proporção também é insensível à distribuição de renda entre os pobres, não se alterando quando se transfere renda de um indivíduo mais pobre para outro menos pobre. Sendo assim, a proporção de pobres deve ser utilizada em conjunto com outros dois indicadores, que se complementam mutuamente. Esse índice é determinado da seguinte forma:

$$P_0 = \frac{q}{n} \quad (1)$$

em que  $q$  é o número de pobres (pessoas cuja renda per capita domiciliar é menor que a linha de pobreza), e  $n$  é o tamanho da população.

b) Poverty gap – (P<sub>1</sub>) mede a intensidade de pobreza para o conjunto da população pobre por meio do cálculo do desvio médio entre a renda dos pobres e o valor da linha de pobreza e pode ser interpretado como um indicador do déficit de pobreza, ou seja, os recursos necessários para elevar a renda de todos os pobres ao nível da linha de pobreza, por meio de uma perfeita focalização das transferências de renda. Esse índice é calculado com base na seguinte expressão:

$$P_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \frac{z - y_i}{z} \quad (2)$$

em que  $z$  é a linha de pobreza, e  $y_i$  é a renda per capita domiciliar da  $i$ -ésima pessoa.

c) Squared Poverty Gap – (P<sub>2</sub>) é geralmente descrito como um indicador de severidade da pobreza. Na construção desse índice, utiliza-se um peso maior para as pessoas mais pobres (o gap de pobreza é ponderado por si mesmo) e leva-se em conta a desigualdade de renda entre os pobres. Esse índice é determinado da seguinte forma:

$$P_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left( \frac{z - Y_i}{z} \right)^2 \quad (3)$$

em que  $z$  é o número de pobres, pessoas cuja renda per capita domiciliar é menor que a linha de pobreza,  $n$  é o tamanho da população.

Segundo Manso et al. (2006), a discussão a respeito do impacto do crescimento da renda sobre o nível de pobreza deve ser inicialmente precedida pela correta dimensão que se queira dar ao fenômeno pobreza. Para sua mensuração, é necessária a definição de um indicador de bem-estar que possibilite aferir o grau de satisfação do indivíduo em relação às suas necessidades básicas. Isso pode ser feito caracterizando a pobreza como um fenômeno monetário, dado tanto pela escassez de renda e/ou por um baixo nível de consumo individual.

Verifica-se, então, que, para determinar esses índices para a zona rural nordestina, é necessária a definição de uma linha de pobreza, uma vez que é preciso determinar um valor monetário específico para que se possam separar os indivíduos considerados pobres dos não-pobres. As linhas de pobreza utilizadas foram obtidas nos trabalhos do Ipea para os diversos estados brasileiros, cuja metodologia encontra-se descrita em Rocha (2003).

### Equações dos rendimentos

Este item possui o objetivo de explicar o tipo de estimação da equação de rendimentos

dos trabalhadores do setor rural no Nordeste brasileiro. Depois de estimar a equação, finaliza-se o primeiro passo para o desenvolvimento da metodologia de decomposição utilizada adiante.

Assume-se que a equação de rendimentos dos trabalhadores do setor rural no Nordeste é do tipo

$$\ln Y_i = \sum_{j=1}^m \beta_j x_{ij} \quad (4)$$

em que  $x_{ij}$  representa a  $j$ -ésima variável explicativa da equação de rendimentos. 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 logaritmo neperiano do rendimento de todos os trabalhos das pessoas ocupadas na área rural é usada na forma de logaritmo natural, dada a sua distribuição aproximadamente log-normal.

### Decomposição em nível

Este item tem como objetivo descrever a metodologia da decomposição em nível desenvolvida por Fields (2003), baseada no trabalho de Shorrocks (1982). Recentemente, Berni (2007) utilizou essa metodologia para decomposição da renda de salário para o Nordeste do Brasil.

Segundo Berni (2007), esse 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, essas contribuições somam 100 %, o que mostra que a participação de cada variável na desigualdade de renda é separaditiva. Segundo Fields (2003), a decomposição em nível tem o objetivo de explicar a contribuição de cada variável independente da equação de Mincer sobre a desigualdade de salários em um período específico.

Neste trabalho, a decomposição de uma equação de rendimentos dos trabalhadores da

agricultura do Nordeste dada pela equação (4), descrita anteriormente, será realizada seguindo a metodologia de Shorrocks (1982) e Fields (2003). Sendo assim, tomando a covariância dos dois termos da equação (4) acima, tem-se

$$\text{cov}\left(\sum_{j=1}^m \beta_j x_{ij}, \ln Y_i\right) = \sum_{j=1}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) \quad (5)$$

Pode-se perceber que o lado esquerdo da equação (5) é a covariância de  $\ln Y_i$  consigo mesma, ou seja, representa a variância de  $\ln Y_i$ . Então,

$$\sigma^2(\ln Y_i) = \sum_{j=1}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) \quad (6)$$

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

$$100 \% = \frac{\sum_{j=1}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma^2(\ln Y_i)} = \sum_{j=1}^m S_j(\ln Y_i) \quad (7)$$

em que cada  $S_j(\ln Y_i)$  é chamado de peso relativo de desigualdade e pode ser escrito como

$$S_j(\ln Y_i) = \frac{\text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma^2(\ln Y_i)} \quad (8)$$

Usando o conceito de correlação

$$\text{correl}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) = \frac{\text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma(\beta_j x_{ij}) * \sigma(\ln Y_i)} \quad (9)$$

e substituindo em (5) chega-se a

$$S_j(\ln Y_i) = \frac{\beta_j * \sigma(x_{ij}) * \text{correl}(x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma(\ln Y_i)} \quad (10)$$

Cada  $S_j(\ln Y_i)$  representa a parcela da variância do logaritmo natural da renda que é atri-

buída ao j-ésimo fator explicativo da equação de rendimentos, incluindo o erro aleatório. Pela equação (7), pode-se perceber que a decomposição em nível é obtida pelos coeficientes estimados na equação de salários, do desvio padrão das variáveis explicativas e da correlação destas variáveis com a variável dependente. De acordo com Shorrocks (1982), pode-se ainda afirmar que

$$\sum_j S_j (\ln Y_i) = 100 \% \quad (11)$$

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

Segundo Berni (2007), pode-se perceber que uma variável independente é passível de contribuir bastante para a desigualdade dos rendimentos sem possuir uma distribuição muito desigual. Se essa 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.

### Decomposição da diferença

Este item apresenta a decomposição da diferença baseada em Fields (2003) e Berni (2007). Essa decomposição tem o objetivo de dar peso às variáveis que contribuíram para a mudança da desigualdade de renda entre dois períodos distintos. Sendo assim, esse segundo tipo de decomposição pode mostrar quais foram as variáveis mais 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 mudan-

ça de um determinado índice de desigualdade entre dois períodos de tempo. Segundo Fields (2003), tem-se

$$\Pi_j(I(.)) = \frac{(S_{j,2} * I(.)_2 - S_{j,1} * I(.)_1)}{I(.)_2 - I(.)_1} \quad (12)$$

Conforme Berni (2007), vale ressaltar 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 (12) explica essa afirmação. Pode-se perceber que  $\Pi_j$  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 na área rural nordestina, dada sua presença na maioria dos trabalhos que envolvem distribuição de renda, é o índice escolhido. Fields (2003) utiliza a equação (12) 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 essas variáveis. Como exemplos, se existem três variáveis que contribuem para a diminuição da desigualdade, é possível obter a participação percentual de cada uma delas nesse processo.

## Resultados e discussão

### Índices de pobreza do Nordeste rural

Na Tabela 7, são apresentadas as estimativas da proporção de pobres ( $P_0$ ), ( $P_1$ ) e ( $P_2$ ) para os anos de 1995, 2001 e 2005 para a área rural da Região Nordeste do Brasil. Nas áreas rurais dos estados de Alagoas, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí e Rio Grande do Norte, observa-se uma queda na proporção de pobres entre 1995 e 2005. No Estado do Maranhão, ocorreu um aumento na proporção dos pobres que foi de 0,7776 em 1995 para 0,8241 em 2005. Também são apresentados os

**Tabela 7.** Índices de pobreza do Nordeste rural em 1995, 2001 e 2005.

Estados	P <sub>0</sub>			P <sub>1</sub>			P <sub>2</sub>		
	1995	2001	2005	1995	2001	2005	1995	2001	2005
Alagoas	0,8292	0,8354	0,8130	0,4490	0,4943	0,4859	0,2916	0,3456	0,3397
Bahia	0,8001	0,8207	0,7620	0,4642	0,5113	0,4061	0,3184	0,3714	0,2645
Ceará	0,8403	0,8008	0,8141	0,5277	0,4986	0,4542	0,3762	0,3604	0,3018
Maranhão	0,7776	0,7990	0,8241	0,4802	0,4852	0,5253	0,3459	0,3409	0,3859
Paraíba	0,8337	0,8376	0,8276	0,5156	0,4806	0,4355	0,3695	0,3268	0,2814
Pernambuco	0,8394	0,8476	0,8014	0,5049	0,5293	0,4893	0,3534	0,3801	0,3436
Piauí	0,8709	0,8413	0,8211	0,5663	0,5287	0,4700	0,4276	0,3867	0,3303
Rio Grande do Norte	0,7784	0,7492	0,7154	0,4274	0,4275	0,3756	0,2812	0,2948	0,2501

Fonte: elaborado a partir dos microdados da PNAD (IBGE, 1995, 2001, 2005).

valores dos hiatos de pobreza ( $P_i$ ) para os mesmos anos ocorrendo uma queda nos estados da Bahia, Ceará, Paraíba, Pernambuco, Piauí e Rio Grande do Norte.

Esses dados mostram que a proporção de pobres nas áreas rurais reduziu, o que corrobora com Rocha (2006) que acredita que essa queda, além de dar continuidade a uma tendência de longo prazo, pode ter sido influenciada positivamente pela evolução do produto agrícola. Isso parece evidenciar que a agricultura nessas áreas teve efeito favorável sobre a pobreza rural, seja pela incorporação dos pobres em atividades mais rentáveis, inclusive não-agrícolas nas áreas rurais, seja expulsando-os para áreas urbanas.

#### Equação dos rendimentos da área rural do Nordeste do Brasil

Reescrevendo a equação (4) da seguinte forma:

$$Y_i = \beta + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 \dots + \varepsilon_i \quad (13)$$

A variável dependente é o logaritmo natural da renda de todos os trabalhos das pessoas ocupadas na agricultura da área rural do Nordeste. O ajustamento das equações é feito por

mínimos quadrados ponderados, usando o peso ou fator de expansão associado a cada pessoa da amostra como fator de ponderação. O uso do logaritmo se faz necessário pelo fato de que a distribuição dos rendimentos possui uma distribuição aproximadamente log-normal. São consideradas as seguintes variáveis explanatórias:

a) Uma variável binária para sexo, que assume valor 1 para homens.

b) A idade da pessoa e também o quadrado dessa variável, tendo em vista que  $Y$  não varia linearmente com a idade. Se os parâmetros para idade e idade ao quadrado forem indicados por  $\beta_1$  e  $\beta_2$ , respectivamente, deve-se ter  $\beta_1 > 0$  e  $\beta_2 < 0$  e então o valor esperado de  $Y$  (e do rendimento) será máximo quando a idade da pessoa for igual a  $-\beta_1/2(\beta_2)$ .

c) Escolaridade, variando de 1 (no caso de pessoa sem instrução ou com menos de um ano de estudo) a 16 (no caso de pessoa com 15 anos ou mais de estudo).

d) Sindicato: 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.

e) Quatro variáveis binárias para distinguir cor branca (tomada como base), indígena, preta, amarela e parda.

A Tabela 8 mostra as equações estimadas para todas as pessoas ocupadas na atividade agrícola da área rural do Nordeste do Brasil da amostra das PNADs com as informações necessárias e também equações separadas para os três anos de estudo (1995, 2001 e 2005). Graças ao número de observações nas amostras utilizadas, quase todos os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero com relação ao nível de significância de 1 %.

Embora os coeficientes de determinação não ultrapassem 60 %, podem ser considerados bons em comparação com os resultados normalmente obtidos no ajustamento de equações de rendimento. É importante lembrar que o rendimento das pessoas é condicionado por características pessoais de mensuração muito difícil, como ambição, tino comercial, etc., e também em um grande componente aleatório.

Vamos nos limitar a comentar apenas alguns dos coeficientes apresentados na Tabela 8.

Os coeficientes para sexo mostram o rendimento médio esperado dos homens de 37,13 %, 21,00 % e 28,08 % em 1995, 2001 e 2005, respectivamente. Esses resultados indicam uma queda na discriminação por gênero na zona rural nordestina. Essa tendência de queda da discriminação por sexo no mercado de trabalho nordestino também foi verificada por Berni (2007), que mostra que os homens ganhavam em média 51,49 % a mais que as mulheres em 1995, e 35,23 % em 2005.

O coeficiente de escolaridade indica que cada ano adicional nessa variável produz um acréscimo de 10,81 %, 21,76 % e 19,72 % em 1995, 2001 e 2005, respectivamente. Esses valores estão próximos das estimativas de Hoffmann (1999). Este autor estima uma equação de rendimentos para o Brasil utilizando dados da PNAD de 1999 e encontra um valor de 10,15 % como retorno médio da escolaridade. Para o setor agrícola, o mesmo autor encontra um retorno de 6,66 % em 1999. Usando a PNAD de 1996, Sachida et al (2004) utilizam o modelo estimação de Heckman para corrigir o viés de seleção de amostra e encontra um

retorno médio para os anos de escolaridade de 12,9 %. Recentemente, Berni (2007) estima uma equação de salário para o Nordeste do Brasil e encontra 14,24 %, 15,39 % e 12,79 % no retorno médio da educação para os anos de 1995, 2001 e 2005.

Para a variável cor, as estimações indicam que os negros ganhavam em média 21,88 %, 14,79 % e 12,08 % a menos que os indivíduos brancos em 1995, 2001 e 2005. Esses dados mostram que na zona rural nordestina existe uma situação de discriminação muito significativa. Segundo Berni (2007), o relatório da Organização Internacional do Trabalho de 2003, que cobre a década de 1990, mostra que os indivíduos negros recebem 50 % a menos que os brancos quando se leva em consideração o País como um todo.

Com relação à cor parda, verifica-se que esses indivíduos também possuem em média rendimentos inferiores aos brancos em 17,82 %, 14,79 % e 4,07 % em 1995, 2001 e 2005, respectivamente. A cor amarela apresenta rendimentos superiores aos brancos em 55,79 %, 55,90 % e 54,81 % em 1995, 2001 e 2005.

Os resultados encontrados para as variáveis idade e idade<sup>2</sup>, que são, respectivamente, positivo e negativo, servem para mostrar o caráter não-linear dessa variável como os rendimentos. Isto é, os rendimentos é uma função crescente da idade até um determinado ponto de máximo, a partir do qual começam a decrescer.

## Resultados da decomposição

Este item irá apresentar os resultados da decomposição em nível e da decomposição da diferença. Entretanto, 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 rendimentos como variáveis simples do tipo educação, seus respectivos  $S_j$ 's terão uma interpretação direta. No entanto, tal

**Tabela 8.** Estimativas das equações de rendimento para pessoas ocupadas no setor agrícola no Nordeste, de acordo com a PNAD de 1995, 2001 e 2005.

Variável explicativa	1995	2001	2005
Constante	2.4620 (3,11)	3,2275 (58,51)	3,5006 (45,30)
Sexo masculino	0,3713 (14,03)	0,2100 (7,10)	0,2808 (10,05)
Idade	0,0210 (6,20)	0,0050 (6,29)	0,0082 (2,98)
Idade <sup>2</sup>	-0,0001 (-4,42)	-0,0004 (-5,11)	-0,0001 (-16,49)
Escolaridade	0,1081 (10,82)	0,2176 (13,33)	0,1972 (14,97)
Sindicato	0,0108 <sup>ns</sup> (0,04)	0,0681 (2,89)	0,5596 (2,63)
Cor indígena	-0,3195 (-12,77)	0,1085 <sup>ns</sup> (0,42)	-0,1251 (-10,47)
Cor preta	-0,2188 (-5,91)	-0,1479 (-3,86)	-0,1208 (10,53)
Cor branca (excluída)			
Cor amarela	0,5579 (10,32)	0,5590 (11,54)	0,5481 (11,46)
Cor parda	-0,1782 (-7,88)	-0,1479 (-3,86)	-0,0407 (-8,86)
R <sup>2</sup>	0,521	0,324	0,448
Estatística F	46,17	43,73	42,94
Prob>F	0,000	0,000	0,000
Nº obser.	7.381	7.940	8.728

Estatística t entre parênteses. A sigla ns assinala os coeficientes que não são estatisticamente diferentes de zero com relação ao nível de significância de 1 %.

Fonte: estimativas elaboradas a partir dos microdados da PNAD (IBGE, 1995, 2001).

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  $y$  %, isso significa que tal variável é responsável por  $y$  % da desigualdade num determinado período. Essa interpretação é diferente para variáveis que possu-

em um efeito não-linear como idade e idade<sup>2</sup>. 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.

### Decomposição para o período de 1995 a 2005

A decomposição em nível e a decomposição da diferença para o período de 1995 a 2005 foram sintetizadas na Tabela 9 para a zona rural nordestina. Lembrando que a decomposição em nível mostra os principais determinantes da desigualdade de renda dos rendimentos na área rural do Nordeste num determinado período de tempo, enquanto que a decomposição da diferença indica os principais determinantes da variação na desigualdade entre dois períodos distintos.

Os resultados na Tabela 9 indicam que a variável educação é o principal determinante da desigualdade de rendimentos na área rural do Nordeste do Brasil. Verifica-se que para os anos de 1995 a 2005, os anos de escolaridade das pessoas que ocupavam a área rural nordestina explicam, respectivamente, 31,47 % e 48,92 % da desigualdade. Recentemente, Berni (2007) concluiu que a educação explica 41,82 % da desigualdade de renda em 1995 e 39,12 % em 2005 para o Nordeste como um todo. Ramos e Vieira (2001, citado por BERNI, 2007) 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 de 2001 a 2004. Isso indica que a importância da educação para explicar a desigualdade é mais elevada no Nordeste do que no País como um todo.

Além disso, os resultados na Tabela 9 indicam que ocorreu um aumento da participação da variável educação de 1995 para 2005; isso se deve ao aumento dos retornos médios da escolaridade, como se pode ver na Tabela 8. Esses resultados não coincidem com os de Berni (2007), pois, conforme este autor, a participação da

educação para explicar a desigualdade está diminuindo no Nordeste, no período de 1995 a 2005.

A variável idade é o segundo determinante mais importante da desigualdade de rendimentos na agricultura do Nordeste em 1995, com uma contribuição de 4,61 %. No entanto, esse valor passa para apenas 2,42 % em 2005.

A variável sexo é a terceira determinante da desigualdade de rendimentos em 1995, com uma contribuição de 2,47 %. Observa-se que, em 2005, o sexo é a segunda em grau de importância para explicar a desigualdade com 1,96 %. A queda entre 1995 e 2005 dessa variável deve-se à diminuição na discriminação dos rendimentos entre homens e mulheres, que pode ser observada na Tabela 8. Segundo Berni (2007), existe discriminação salarial entre homens e mulheres no Nordeste, mas ela reduziu entre 1995 e 2005.

Com relação à cor, os resultados mostram que sua participação na desigualdade é quase nula em 2005, o que corrobora com o trabalho de Ramos e Vieira (2001, citado por BERNI (2007), exceto a cor parda que em 1995 explica 1,85 % da desigualdade dos rendimentos na área rural do Nordeste.

Observa-se que o resíduo na decomposição em nível é mais que 50 % em 1995 e 45,39 % em 2005. Esse resíduo mostra que as variáveis explicativas da equação de rendimentos na área rural do Nordeste não explicam totalmente a desigualdade de rendimentos. Resíduos em torno de 50 % também foram encontrados nos trabalhos de Fields e Yoo (2000) e Berni (2007).

A variável sindicato não foi significativa na determinação da equação de rendimentos da área rural do Nordeste em 1995, por isso não faz sentido determinar sua explicação na determinação da desigualdade no período de 1995 a 2005.

É interessante verificar que apesar de algumas variáveis terem sido significativas na equação de rendimentos, nem todas elas são importantes na explicação da desigualdade. Como exemplo, a variável cor preta é sempre

significante no período analisado, mas sua contribuição sobre a desigualdade é pequena. Essa é uma vantagem desse tipo de decomposição, ou seja, é possível captar informações sobre a desigualdade de rendimentos com mais critério do que a simples análise dos resultados da equação de rendimentos estimada. Dito de outra forma, é possível encontrar um coeficiente altamente significativo na estimação da equação de rendimentos, mas que não tenha impacto na decomposição da desigualdade.

**Tabela 9.** Contribuição das variáveis explicativas – decomposição em nível e decomposição da diferença – de 1995 a 2005.

Variável	$S_i(\ln Y)$ 1995	$S_i(\ln Y)$ 2005	$\Pi_i$ (Gini) 1995–2005
Educação	0,3147	0,4892	0,3806
Sexo	0,0247	0,0196	0,0731
Cor preta	0,0071	0,0075	-0,0281
Cor amarela	0,0015	0,0017	-0,0341
Indígena	0,0053	0,0012	-0,0572
Parda	0,0185	0,0027	-0,0120
Idade	0,0461	0,0242	0,0822
Sindicato	-	-	-
Resíduo	0,5822	0,4539	-0,2241

A decomposição em nível apresentada na coluna 4 da Tabela 9 mostra que as variáveis que mais contribuem para queda da desigualdade, durante o período estudado na zona rural do Nordeste do Brasil, foi educação com 38,06 %, sexo com 7,31 % e idade com 8,22 %. As variáveis com sinal negativo não contribuíram para a diminuição da desigualdade.

### Decomposição para o período de 2001 a 2005

Os resultados da decomposição para o período de 2001 a 2005 estão mostrados na Tabela 10. Observa-se que a educação em 2001 é o principal determinante da desigualdade de rendimentos na área rural nordestina com 53,56 %. Esses resultados estão de acordo com Berni (2007).



A segunda contribuição mais importante na explicação da desigualdade é a variável cor parda, com 1,65 %, seguida por sindicato com 1,18 %.

Com relação ao sexo, pode-se observar que sua importância na explicação da desigualdade diminui de 1995 para 2001. Essa redução corrobora com Berni (2007). Entretanto de 2001 para 2005 essa variável aumenta de 1,48 % para 1,96 %, resultados estes que não estão de acordo com Berni (2007) para o Nordeste do Brasil.

A última coluna da Tabela 10 mostra a decomposição da diferença. As variáveis educação, sexo e idade são as que mais contribuem para a diminuição da desigualdade dos rendimentos na atividade agrícola na área rural do Nordeste. Dentre essas variáveis, a educação é a que apresenta maior importância com 47,38 %.

**Tabela 10.** Contribuição das variáveis explicativas – decomposição em nível e decomposição da diferença – de 2001 a 2005, na área rural do Nordeste.

Variável	$S_j(\ln Y)$ 2001	$S_j(\ln Y)$ 2005	$\Pi_j$ (Gini) 2001–2005
Educação	0,5356	0,4892	0,4738
Sexo	0,0148	0,0196	0,0901
Cor preta	0,0047	0,0075	-0,1531
Cor amarela	0,0034	0,0017	-0,1801
Indígena	-	-	-
Parda	0,0165	0,0027	-0,0145
Idade	0,0111	0,0242	0,0312
Sindicato	0,0118	0,1757	-0,0012
Resíduo	0,40209	0,2794	-0,7842

## Conclusões

Este trabalho tenta contribuir para a explicação da desigualdade de renda nos rendimentos na área rural do Nordeste Brasileiro, por meio da aplicação da metodologia da decomposição. Inicialmente, estimou-se a equação de rendimentos das pessoas ocupadas na atividade agrícola da zona rural. Em seguida, aplicou-se a decomposição em nível e em diferença.

Antes de realizar a decomposição, foi possível mostrar que a desigualdade de renda no Brasil e no Nordeste vem caindo nos últimos anos pela determinação do coeficiente de Gini e dos índices de pobreza. Entretanto, verifica que essa desigualdade ainda é muito elevada.

Nas áreas rurais dos estados de Alagoas, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí e Rio Grande do Norte, observa-se uma queda na proporção de 1995 a 2005. No Estado do Maranhão ocorreu um aumento na proporção dos pobres que foi de 0,7776 em 1995 e passou para 0,8241 em 2005. Os valores dos hiatos de pobreza (P1) mostram que ocorreu uma queda desse índice nos estados da Bahia, Ceará, Paraíba, Pernambuco, Piauí e Rio Grande do Norte.

Na determinação da equação de rendimentos para a área rural nordestina, verifica-se que existe discriminação de cor. Por exemplo, no ano de 1995, os negros ganhavam em média 21,88 % a menos que os brancos. Essa discriminação segue em queda durante o período analisado, pois, em 2005, os negros recebiam em média 12,08 % menos que pessoas brancas.

Quanto à decomposição em nível, a educação mostrou ser a variável mais importante na explicação da desigualdade para o ano de 1995, seguida por idade, sexo e cor parda. Em 2001, a variável educação também foi a mais importante, seguida por sindicato, cor parda e sexo. Para o ano de 2005, a educação continua como a principal determinante da desigualdade de rendimentos na área rural do Nordeste. Esse resultado da educação para explicar a desigualdade corrobora o resultado encontrado por Berni (2007) em um trabalho desenvolvido para o Nordeste.

Logo, a educação é marca de extrema importância na desigualdade de renda na área rural do Nordeste, o que deve ser considerado como um fator relevante na elaboração de políticas públicas.

A decomposição da diferença mostra que a educação é a variável que apresenta maior importância para a diminuição da desigualdade dos rendimentos do trabalho agrícola na zona rural do Nordeste.

## Referências

- ARAÚJO, M. H. de. **Desigualdade e pobreza no Ceará: o caso do Projeto São José**. 2003. 167 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento e Meio Ambiente) – DEA, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza.
- BERNI, H. A. de A. **Evolução dos determinantes da desigualdade de renda salarial no Nordeste**. 2007. 48 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2007.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R.; HENRIQUES, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, São Paulo, v. 15, n. 42, p. 123-142, 2000.
- BARROS, R.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Determinantes imediatos da queda da desigualdade de renda Brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007 (Texto para Discussão, 1253). Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/tds/td\\_1253.pdf](http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/tds/td_1253.pdf)>. Acesso em: 11 dez. 2007.
- BARROS, R.; MIRELA, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Conseqüências e causas imediatas da queda recente da desigualdade de renda brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, 1201).
- CORRÊA, A. J. **Distribuição de renda e pobreza na agricultura brasileira**. Piracicaba: Editora da Unimep, 1998.
- DEL GROSSI, M. E.; GRAZIANO DA SILVA, J. **O uso das PNADs para as Áreas Rurais**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para Discussão, 874).
- FIELDS, G. S.; YOO, G. Falling labor income inequality in Korea's Economic Growth: patterns and underlying causes. **Review of Income and Wealth**, [New York], v. 46, n. 2, p. 139-60, jun. 2000.
- FIELDS, G. S. 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**, [Amsterdam], v. 22, p. 1-38, 2003.
- HOFFMANN, R. **Distribuição de Renda no Brasil em 1999**. São Paulo Instituto de Economia–UNICAMP, 1999.17 p.
- IBGE. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa nacional por amostra de domicílios (PNAD)**: 1995. Rio de Janeiro, 1995. 1 CD-ROM.
- IBGE. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa nacional por amostra de domicílios (PNAD)**: 2001. Brasília, DF, 2001. 1 CD-ROM.
- IBGE. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa nacional por amostra de domicílios (PNAD)**: 2005. Brasília, DF, 2005. 1 CD-ROM.
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília, DF, 2006. (Nota Técnica, agosto).
- IPEA. **Ipeadata**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?65370046>>. Acesso em: 10 jul. 207.
- KAKWANI, N.; NERI, M.; SON, H. H. **Linkages between growth, poverty and labour market**. Rio de Janeiro: FGV, 2006. (FGV. Ensaios Econômicos, 639).
- MANSO, C. A.; BARRETO, F. A.; TEBALDI, E. **O desequilíbrio regional brasileiro: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento "pro-pobre"**. Fortaleza: Caen, 2006.
- NERDER, D. H.; SILVA, J. L. M. Pobreza e distribuição de renda em áreas rurais: uma abordagem de Inferência. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 3, p. 469-486, jul./set. 2004.
- NEY, M. G. N.; HOFFMANN, R. Desigualdade de renda na agricultura: o efeito da posse da terra. **Revista de economia**, Niterói, v. 4, n. 1, p. 85-112, jan./jun. 2003.
- ROCHA, S. **Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?** Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 2003.
- ROCHA, S. **Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?** 3. ed. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 2006.
- SACHIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. Discriminação Salarial e Local de Moradia: um estudo para o Distrito Federal. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: Anpec, 2004.
- SHORROCKS, A. F. Inequality decomposition by factor components. **Econometrica**, Evaston, v. 50, n. 1, p. 193-211, 1982.
- SIQUEIRA, Marcelo. L.; SIQUEIRA, Márcia. L. Desigualdade de renda no Nordeste Brasileiro: uma análise de decomposição. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 11., Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: ANPEC: Banco do Nordeste, 2006.