ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Título do capítulo	**CAPÍTULO 11** Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil: uma atualização para 2005
Autores(as)	Francisco H. G. Ferreira Phillippe G. Leite Julie A. Litchfield Gabriel Ulyssea
DOI	

Título do livro	**DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL: UMA ANÁLISE DA QUEDA RECENTE: UMA ANÁLISE DA QUEDA RECENTE**
Organizadores(as)	Ricardo Paes de Barros Miguel Nathan Foguel Gabriel Ulyssea
Volume	1
Série	-
Cidade	Brasília
Editora	Ipea
Ano	2006
Edição	-
ISBN	-
DOI	858617087-9

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2006

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos). Acesse: http://www.ipea.gov.br/ portal/publicacoes

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

CAPÍTULO
11

Ascensão e Queda da Desigualdade de Renda no Brasil: uma atualização para 2005*

Francisco H. G. Ferreira**

Phillippe G. Leite**

Julie A. Litchfield**

Gabriel Ulyssea**

1 INTRODUÇÃO

Uma das características mais marcantes da economia brasileira é o seu elevado grau de desigualdade de renda: em 2005, o coeficiente de Gini do País foi de 0,561, um dos mais altos do mundo.[1] Embora muito elevada, a desigualdade no Brasil vem apresentando um comportamento menos estável do que se acreditava há alguns anos.[2] De fato, é possível identificar, durante o último quarto de século, três períodos com dinâmicas inteiramente distintas: *(a)* de 1981 a 1989, em que houve um contínuo crescimento do grau de desigualdade; *(b)* de 1989 a 1993, caracterizado por uma alta volatilidade e por um pico da desigualdade; e *(c)* de 1993 a 2005, marcado por um persistente declínio do grau de desigualdade. Nesse último longo período é possível destacar, ainda, o último qüinqüênio (2001-2005) como um período de nítida aceleração na queda de desigualdade de renda, como mostram Ipea (2006) e Barros et al. (2006).

O objetivo deste capítulo é descrever a evolução da desigualdade no Brasil no período 1981-2005, bem como investigar sua estrutura, utilizando, para tanto, dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad). A partir de técnicas tradicionais de decomposição de medidas de desigualdade, busca-se também identificar possíveis determinantes do comportamento da desigualdade de renda no Brasil. Com isso,

*Este capítulo é uma versão atualizada, com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2005, do artigo "Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil", publicado na revista Econômica, em junho de 2006.

**Francisco H. G Ferreira e Phillippe G. Leite atuam no Research Department do Banco Mundial; Julie A. Litchfield e Gabriel Ulyssea atuam, respectivamente, no Department of Economics da Universidade de Sussex, e no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

[1] Para uma comparação internacional, ver Banco Mundial (2005).

[2] Ver, por exemplo, o bem conhecido trabalho de Barros et al. (2000).

o que se espera é gerar hipóteses plausíveis para os processos causais por trás da dinâmica distributiva brasileira nas últimas duas décadas. Nesse sentido, o capítulo é essencialmente descritivo e pretende gerar fatos estilizados que possam servir de base para trabalhos futuros.[3]

Nossos resultados indicam que o crescimento da desigualdade durante os anos 1980 está associado, em grande medida, ao processo de aceleração inflacionária, assim como à conjunção da lenta expansão educacional da força de trabalho com a elevação dos retornos marginais da educação. Combinados, esses dois últimos fatores levaram a um aumento da desigualdade de rendimentos e, portanto, da desigualdade de renda familiar *per capita* – ver também Ferreira e Barros (1999).

A partir de 1993 ocorreu o oposto, e três fatores foram especialmente importantes na redução da desigualdade. Primeiro: houve uma redução da desigualdade de rendimentos entre grupos educacionais distintos, o que parece advir do declínio prolongado nos retornos da educação. Segundo: esse período foi marcado por uma significativa convergência entre as rendas médias das áreas rurais e urbanas. Finalmente, o terceiro fator a ser destacado é a expansão da cobertura dos programas governamentais de transferência de renda, assim como a melhoria no seu grau de focalização. Além desses três fatores, cabe destacar ainda o papel da estabilidade macroeconômica alcançada com o Plano Real, a qual eliminou a contribuição da hiperinflação para o aumento da desigualdade.

O restante deste artigo está organizado da seguinte forma. A seção 2 faz uma breve descrição dos dados e mostra a evolução da desigualdade de renda no Brasil. A seção 3 apresenta decomposições estáticas feitas para três medidas de desigualdade, em três anos distintos – 1981, 1993 e 2005. A seção 4 traz os resultados das decomposições dinâmicas de acordo com a metodologia de Mookherjee e Shorrocks (1982). A seção 5 explora, brevemente, a correlação entre desigualdade e dois indicadores macroeconômicos fundamentais: a taxa de inflação e a renda média agregada. E, por fim, a seção 6 conclui a discussão.

2 DADOS E EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE NO BRASIL

Neste trabalho utilizamos os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) para o período de 1981 a 2005. As ressalvas usuais se aplicam também aqui: não há dados relativos aos anos

[3] Análise um pouco mais detalhada, mas restrita ao período 1981-2004, encontra-se em Ferreira, Leite e Litchfield (2006).

em que foram realizados os censos demográficos, e tampouco referentes ao ano em que a Pnad não foi a campo – 1991, 1994 e 2000. É importante ressaltar, ainda, que os dados de renda relativos à pesquisa de 1982 não são diretamente comparáveis aos dados dos demais anos, pois nesse ano houve uma mudança no período de referência da pergunta relativa à renda. Finalmente, para manter a comparabilidade entre os anos optamos por excluir a área rural da Região Norte nos anos de 2004 e de 2005, por tais informações não estarem disponíveis nos anos anteriores.

A renda aqui utilizada é a mensal domiciliar *per capita* bruta, não se tendo recorrido a nenhum tipo de deflator regionalizado, ou qualquer imputação das rendas de aluguéis na construção da renda domiciliar. A razão para esse procedimento se deve ao fato de as pesquisas de consumo necessárias para a construção de tais índices regionalizados serem muito espaçadas no tempo (1976, 1996 e 2003), o que torna muito difícil a comparação dos dados em um período tão longo como o considerado.[4] Por esse motivo, utilizamos como deflator das rendas da Pnad o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

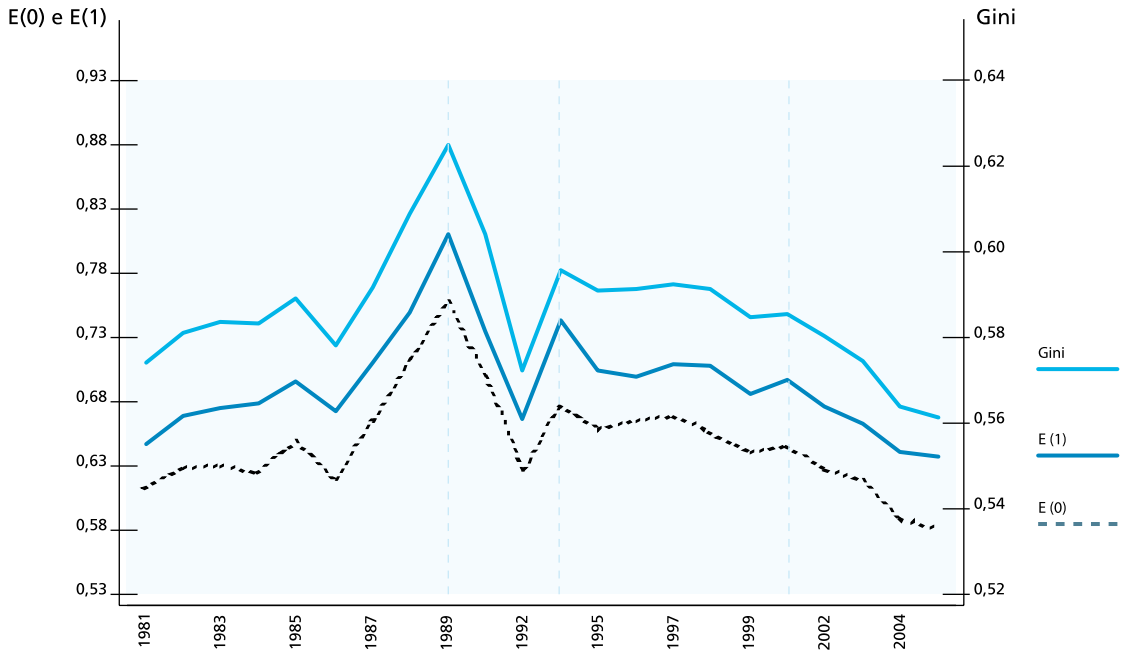
Para fazer uma descrição sintética da distribuição de renda em cada ano, e de como ela evoluiu ao longo do tempo, foram computadas as rendas média e mediana, bem como quatro medidas de desigualdade de renda amplamente conhecidas: o coeficiente de Gini e três membros da classe de entropia generalizada: E(0), E(1) e E(2) – ver Apêndice, tabela A1.[5] Os resultados obtidos apontam para dois aspectos fundamentais relativos à distribuição de renda brasileira e respectiva evolução ao longo dos últimos 24 anos. Em primeiro lugar, a distribuição de renda brasileira é extremamente concentrada na cauda esquerda, o que pode ser observado pela grande diferença entre as rendas média e mediana (ver Apêndice).

Um segundo aspecto fundamental é o formato de U invertido apresentado pela evolução das diferentes medidas de desigualdade, além da clara existência de três períodos distintos no que diz respeito ao comportamento das medidas de desigualdade: *(a)* 1981-1989, período de elevação significativa de todas as medidas de desigualdade; *(b)* 1989-1993, período de alta volatilidade das medidas de desigualdade e de pico delas; e *(c)* 1993-2005, marcado por uma quase contínua queda nos indicadores de desigualdade. Como mencionado anteriormente, nesse terceiro período é possível identificar os últimos cinco anos como um qüinqüênio de aceleração da queda na desigualdade (gráfico 1).

[4] Ver, em Ferreira et al. (2003), resultados com tais ajustamentos para um único período de tempo. Para uma descrição mais detalhada da metodologia utilizada no presente artigo, ver Litchfield (2001).

[5] Os dois primeiros índices da classe de entropia generalizada também são conhecidos como Theil-L e Theil-T, respectivamente, enquanto o terceiro é simplesmente a metade do quadrado do coeficiente de variação.

GRÁFICO 1
Evolução da desigualdade de renda no Brasil – 1981-2005



Fonte: Cálculo dos autores a partir dos dados da Pnad de 1981 a 2005.

3 DECOMPOSIÇÕES ESTÁTICAS DA DESIGUALDADE

3.1 Decomposições por atributos do domicílio

Nesta subseção, faz-se uma análise descritiva da estrutura da desigualdade de renda no Brasil, enfatizando-se sua relação com algumas características fundamentais dos domicílios. Para tanto, foram considerados sete diferentes atributos dos domicílios, de acordo com os quais particionamos nossa amostra:[6]

- idade do chefe (seis grupos): abaixo de 25; 25-34; 35-44; 45-54; 55-64; 65 anos ou mais;
- escolaridade do chefe (cinco grupos): analfabetos; 1-4; 5-8; 9-11; 12 anos de escolaridade ou mais;
- tipo de domicílio (cinco grupos): domicílio com um único adulto (sem crianças); um adulto com crianças; mais de um adulto, mas sem crianças; mais de um adulto, com crianças; e chefes com mais de 65 anos, com ou sem crianças;[7]

[6] Note-se que, uma vez definidos os atributos, as escolhas dos pontos de corte das diferentes partições possuem algum grau de arbitrariedade. As escolhas aqui utilizadas seguem a metodologia adotada por Ferreira e Litchfield (2001).

[7] Foram consideradas crianças todos os indivíduos do domicílio cuja idade fosse inferior a 14 anos.

- região: Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste;
- raça do chefe (três grupos): brancos, amarelos, e negros e pardos;
- localização: urbana ou rural;
- sexo (ou gênero) do chefe.

Para avaliar a importância relativa de cada um desses atributos, faz-se aqui uma análise de decomposição estática das medidas de desigualdade. O objetivo é separar a desigualdade total em um componente de desigualdade entre grupos, o qual denotaremos por I_B; e um componente de desigualdade intragrupos, denotado por I_W .[8] O primeiro componente é a parcela da desigualdade "explicada" pelo atributo que gerou a partição, enquanto o segundo é o componente não explicado. Em particular, estamos interessados em medidas de desigualdade perfeitamente decomponíveis para qualquer partição utilizada, o que significa dizer que a seguinte relação deve ser válida: $I_B + I_W = I$. Embora isso não seja verdade para todas as medidas, Cowel (1995) mostra que todas as medidas da classe de entropia generalizada satisfazem a essa propriedade. O termo de desigualdade intragrupos é definido pela expressão $I_w = \sum_{j=1}^{k} w_j \, E(\alpha)_j$, em que $w_j = v_j^{\alpha} \, f_j^{1-\alpha}$ e f_j indica a proporção na população, e v_j a parcela da renda de cada subgrupo j, $j=1,2,...,k$. Já a desigualdade entre grupos, I_B, essa é definida da seguinte forma: $I_B = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha}\left[\sum_{j=1}^{k} f_j \left(\frac{\mu(y_j)}{\mu(y)}\right)^{\alpha} - 1\right]$ em que $\mu(y_j)$ é a renda média do subgrupo $j=1,2,....k$.

Definidos dessa forma, é possível mostrar que os componentes da desigualdade entre e intragrupos satisfazem à propriedade de aditividade desejada. Mais que isso: é possível obter uma medida sintética bastante intuitiva que represente a parcela da desigualdade total "explicada" por uma dada característica, qual seja: $R_B = \frac{I_B(\Pi)}{I}$, em que Π denota uma dada partição da amostra segundo um atributo qualquer (Cowel; Jenkins, 1995). A tabela 1 apresenta a estatística R_B para cada um dos sete atributos dos domicílios considerados, utilizando, para isso, duas medidas de desigualdade distintas: o Theil-L (E_0) e o Theil-T (E_1).

[8] Essa abordagem segue a metodologia clássica de decomposições de Bourguignon (1979), de Cowell (1980) e de Shorrocks (1980).

TABELA 1

Parcela da desigualdade de renda total explicada pelas diferenças entre grupos (R_B)

	1981		1993		2005	
	E(0)	E(1)	E(0)	E(1)	E(0)	E(1)
Idade do chefe	0,6%	0,6%	0,7%	0,6%	3,2%	2,8%
Educação do chefe	38,0%	42,2%	34,3%	36,3%	35,3%	38,1%
Gênero do chefe	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Raça do chefe[1]	n.a	n.a.	12,6%	10,8%	12,4%	11,0%
Tipo de domicílio	5,7%	7,0%	6,1%	6,8%	10,2%	10,8%
Região	12,7%	10,6%	8,9%	7,1%	9,6%	7,8%
Urbano/rural	17,0%	13,0%	8,8%	6,5%	7,2%	5,2%

Fonte: Cálculo dos autores a partir dos dados das Pnads de 1981, de 1993 e de 2005.
Nota:[1] Características raciais não disponíveis para 1981.

Os resultados da tabela 1 apontam alguns fatos interessantes. Em primeiro lugar, o gênero do chefe do domicílio não parece ter qualquer poder explicativo sobre a desigualdade total. Como a existência de significativos diferenciais de rendimentos entre homens e mulheres no mercado de trabalho é um fato estilizado bem estabelecido – ver, por exemplo, os capítulos da parte VI desta publicação –, esse efeito nulo provavelmente está indicando outro fenômeno subjacente à escolha da chefia do domicílio.[9] A idade do chefe também apresenta uma contribuição muito baixa, ainda que tal participação tenha apresentado um forte aumento de 1993 para 2005. Esse aumento recente pode estar refletindo dois fatores distintos: uma elevação da importância do efeito ciclo de vida no mercado de trabalho; ou a elevação da importância de programas como o Benefício de Prestação Continuada (BPC) e as aposentadorias de maneira geral, as quais sofreram substantiva expansão nos últimos anos.

O determinante mais importante parece ser, de fato, a desigualdade entre domicílios chefiados por indivíduos com níveis de escolaridade distintos, o que corresponde a 34 - 42% da desigualdade total (conforme o ano e a medida considerados). Embora não possa ser estabelecida uma relação de causalidade entre educação e desigualdade de renda a partir deles, esses resultados indicam que mais de um terço da desigualdade no Brasil está estatisticamente relacionado às diferenças entre domicílios cujos chefes pertencem a grupos educacionais distintos. Apesar de elevado, o poder explicativo da educação

[9] Tal resultado pode estar refletindo a natureza endógena da escolha da chefia do domicílio. Assim, é possível que haja um viés de seleção que faz que as mulheres com maior capacidade produtiva sejam exatamente aquelas que se tornam chefes.

apresentou um declínio entre 1981 e 2005, ainda que tenha havido certa oscilação entre esses dois anos.

A participação da desigualdade entre domicílios de diferentes tipos (em termos de sua composição) na desigualdade total aumenta ao longo do tempo, mas de forma concentrada no período 1993-2005 (entre 1981 e 1993 ela permanece inalterada). Esse resultado deve-se principalmente a mudanças na estrutura demográfica da população brasileira no período, como veremos na próxima seção, mas pode também estar remetendo, em parte, novamente ao papel da expansão dos benefícios e das transferências direcionados aos idosos (BPC e aposentadorias). Essa expansão pode ter contribuído para aumentar a desigualdade entre domicílios ao elevar a renda daqueles que são chefiados por indivíduos com mais de 65 anos, ou daqueles em que há idosos. Quanto à raça do chefe, trata-se de um aspecto importante, o qual se manteve estável, porém, em torno de 11% a 12% nos últimos 12 anos.[10]

Tomadas em conjunto, as partições relativas às desigualdades espaciais apresentam as mudanças mais marcantes ao longo do período analisado. As diferenças entre regiões sofreram uma redução de cerca de três pontos percentuais entre 1981 e 2005, embora tenha ocorrido um aumento de 0,7 p.p. de 1993 para 2005. Mais marcante, porém, foi a queda da importância das diferenças entre áreas rurais e urbanas: essa partição perdeu cerca de 60% de sua importância, passando de 13% a 17%, em 1981, para de 5% a 7% em 2005. Tal resultado pode estar refletindo tanto a redução da população de áreas rurais quanto o crescimento da rentabilidade da agricultura brasileira desde a liberalização comercial no início da década de 1990. A natureza específica e os determinantes econômicos dessa convergência de renda entre áreas rurais e urbanas estão entre as principais questões geradas neste estudo para futuras pesquisas.

3.2 Decomposições por fontes de renda

Uma forma alternativa de investigar a estrutura estatística da desigualdade de renda em qualquer ponto no tempo consiste em identificar como os diferentes componentes da renda contribuem para a desigualdade total. Com o objetivo de analisar essa questão, utilizamos a metodologia desenvolvida por Shorrocks (1982) e consideramos cinco fontes de renda distintas: *(a)* renda do emprego (formal e informal); *(b)* renda do trabalho por conta própria; *(c)* renda dos empregadores; *(d)* renda de seguridade social; e *(e)* uma categoria residual que corresponde ao quesito "outras rendas", da Pnad, composta essencialmente

[10] A Pnad de 1981 não perguntava a raça dos indivíduos.

por rendimentos de capital e rendas advindas de programas de transferências governamentais.

Para cada fonte de renda, *f*, são computadas as rendas médias, a medida de desigualdade E(2) e a correlação da fonte de renda particular com a renda total do domicílio. Esses três fatores determinam a contribuição de uma dada fonte para a desigualdade total, sendo S_f a parcela absoluta da fonte *f* na desigualdade total, e s_f a parcela proporcional (em que $\sum s_f = 1$). Analogamente à estatística R_B, quanto maior o valor de s_f maior será também a contribuição da fonte de renda *f* para a desigualdade total. A tabela 2 apresenta os resultados.

Como seria lícito esperar, a desigualdade é sempre menor para a renda total do que para as fontes de renda individuais, as quais mostram uma grande variabilidade no grau de desigualdade apresentado. Assim como ocorre na maior parte dos países, a renda do trabalho assalariado corresponde, no Brasil, à maior parcela da renda domiciliar *per capita* total, ainda que essa participação tenha declinado significativamente no período. Os aspectos mais significativos, contudo, parecem estar concentrados nos resultados das duas últimas colunas, nos itens relativos às transferências de seguridade social e a "outras rendas".

Em primeiro lugar, aumenta muito a parcela de domicílios recebendo "outras rendas". Ao mesmo tempo, a desigualdade para essa fonte de renda cai substancialmente, sendo que ambas as transformações ocorrem entre 1993 e 2005. Além disso, é importante notar o caráter progressivo da expansão dessa categoria, uma vez que sua correlação com a renda total do domicílio cai de 0,429, em 1981, para 0,346 em 2005 (65% dessa queda ocorre entre 1993 e 2005). Esses resultados parecem apontar para a importância da expansão recente dos programas governamentais de transferências de renda.[11]

A renda de seguridade social também apresentou uma substancial expansão no número de recipientes – embora menos significativa do que a observada em "outras rendas" –, e uma queda substancial em seu grau de desigualdade. Porém, ao contrário do que ocorreu em "outras rendas", a expansão na renda de transferências de seguridade social parece ter tido um caráter regressivo, pois a correlação com a renda do domicílio aumentou expressivamente no período 1993-2005. Em conseqüência, sua contribuição proporcional à desigualdade total cresceu de 0,095 para 0,170.

[11] De fato, Ipea (2006) mostra que os programas governamentais de transferências de renda tiveram um papel fundamental na queda do grau de desigualdade observado entre 2001 e 2004. Para uma análise detalhada a respeito dos impactos dos programas de transferências, ver a Parte IV desta publicação.

TABELA 2
Contribuição das fontes de renda para a desigualdade de renda total

	Renda domic. *per capita* total	Rendim. do emprego assalariado (1º)	Renda do trab. por conta própria (2º)	Renda do empregador (3º)	Transf. de seguridade social (4º)	Outras rendas (5º)
			1981			
Prop. de recipientes (y_i>)0	1	0,713	0,382	0,054	0,235	0,146
Média	336,71	196,33	58,04	32,92	32,02	17,41
E(2)	1,447	2,097	5,148	31,000	11,502	33,105
E(2),y_i>0	1,447	1,352	1,658	1,193	2,325	4,412
Correl. c/ a renda do domic. (r_i)	1	0,709	0,268	0,472	0,356	0,429
Média relativa (c_i)	1	0,583	0,172	0,098	0,095	0,052
Contribuição absoluta (S_i)	1,447	0,720	0,126	0,309	0,138	0,153
Contribuição proporcional (s_i)	1	0,498	0,087	0,214	0,095	0,106
			1993			
Prop. de recipientes (y_i>)0	1	0.721	0,365	0,058	0,282	0,159
Média	320,73	166,15	57,80	37,55	45,27	13,95
E(2)	2,308	3,116	7,626	51,177	9,386	49,332
E(2), y_i>0	2,308	2,106	2,467	2,510	2,287	7,433
Correl. c/ a renda do domic. (r_i)	1	0,615	0,319	0,584	0,345	0,400
Média relativa (c_i)	1	0,518	0,180	0,117	0,141	0,044
Contribuição absoluta (S_i)	2,308	0,854	0,241	0,743	0,227	0,243
Contribuição proporcional (s_i)	1	0,370	0,104	0,322	0,098	0,105
			2005			
Prop. de recipientes (y_i>)0	1	0,721	0,340	0,062	0,333	0,267
Média	419,56	209,41	61,83	47,44	82,73	18,15
E(2)	1,538	2,059	7,332	36,051	6,020	29,140
E(2),y_i>0	1	1,345	2,166	1,763	1,670	7,402
Correl. c/ a renda do domic. (r_i)	1,5338	0,592	0,326	0,582	0,435	0,346
Média relativa (c_i)	1	0,653	0,193	0,148	0,258	0,057
Contribuição absoluta (S_i)	1,538	0,526	0,161	0,490	0,261	0,100
Contribuição proporcional (s_i)	1	0,342	0,105	0,318	0,170	0,065

Fonte: Cálculo dos autores a partir dos dados das Pnads de 1981, 1993 e 2005.

Notas: (1º) Inclui todos os rendimentos do emprego formal (com carteira) e informal (sem carteira).
(2º) Inclui todos os rendimentos do trabalho por conta própria.
(3º) Inclui todos os rendimentos do trabalho dos empregadores.
(4º) Inclui pensões, aposentadorias e outras rendas de seguridade social, mas exclui rendas de transferências assistenciais.
(5º) Inclui todas as transferências sociais, rendas de capital e rendas de aluguéis.

Obs.:Todas as rendas estão medidas em termos *per capita* e em R$ de setembro de 2004.

4 DECOMPOSIÇÕES DINÂMICAS DA DESIGUALDADE NO BRASIL

Ainda que uma comparação das decomposições estáticas da desigualdade total em diferentes pontos do tempo constitua uma boa referência inicial sobre as mudanças em sua estrutura, há maneiras mais diretas de investigá-las. Assim, para complementar a análise da seção anterior, nos concentramos agora na análise de decomposição dinâmica da desigualdade proposta por Mookherjee e Shorrocks (1982).[12]

À semelhança da análise de decomposição estática, separamos uma medida de desigualdade total, *E(0)*, em componentes de desigualdade entre e intragrupos. Como mencionado, trata-se o primeiro componente da parcela da desigualdade que é "explicada" pela partição adotada, enquanto o segundo (o componente intra) corresponde à parte não explicada. O passo adicional é separar o componente entre grupos em dois efeitos distintos: o primeiro corresponde a mudanças nas rendas relativas dos grupos, que chamaremos de "efeito-renda"; e o segundo diz respeito a transformações no tamanho e na composição dos grupos, o qual chamaremos aqui de "efeito-alocação". Esses efeitos podem ser capturados na seguinte decomposição das variações da medida de desigualdade:

$$\Delta E(0) \cong \sum_{j=1}^{k} \overline{f_j} \Delta E(0)_j + \sum_{j=1}^{k} \overline{E(0)_j} \Delta f_j + \sum_{j=1}^{k} \left[\overline{\lambda_j} - \overline{\log(\lambda_j)} \right] \Delta f_j + \sum_{j=1}^{k} (\overline{v_j} - \overline{f_j}) \Delta \log(\mu(y_j))$$

em que Δ é o operador de primeira diferença; f_j é a participação do grupo j na população total; λ_j é a renda média do grupo j relativamente à média global, $\mu(y_j)/\mu(y)$; e a barra superior indica os valores médios da variável em questão entre os períodos inicial e final. Conforme indicado, a decomposição é aproximada, e o termo residual de interações é tipicamente negligível na maioria das aplicações empíricas (Mookherjee e Shorrocks, 1982).

O primeiro termo da equação, que denotaremos por *a*, representa o componente não explicado; já o segundo e terceiro termos, denotados por *b* e *c*, capturam o efeito-alocação; o quarto termo, o componente *d*, corresponde ao efeito-renda. Ao dividirmos ambos os lados por *E(0)*, podemos comparar mudanças proporcionais na desigualdade total com as mudanças em cada um dos componentes individualmente. Com isso, é imediato realizar comparações da

[12] A medida de desigualdade se restringirá, agora, ao índice Theil-L (E_0).

importância relativa de cada componente para contabilizar as mudanças agregadas. A tabela 3 apresenta os resultados dessa decomposição para os intervalos entre 1981, 1993 e 2005.

TABELA 3
Decomposição das mudanças na desigualdade por subgrupos da população

	1981-1993			1993-2005			1981-2005		
	a	*b+c*	*d*	*a*	*b+c*	*d*	*a*	*b+c*	*d*
Idade	0,112	-0,003	0,002	-0,155	-0,004	0,020	-0,062	-0,004	0,022
Educação	0,110	0,043	-0,035	-0,101	0,027	-0,060	-0,001	0,100	-0,135
Tipo de domicílio	0,120	0,010	-0,004	-0,152	0,019	0,003	-0,054	0,039	-0,020
Gênero	0,116	-0,005	0,000	-0,132	-0,007	0,000	-0,030	-0,012	-0,001
Raça	n.a.	n.a.	n.a.	-0,114	-0,002	-0,021	n.a.	n.a.	n.a.
Região	0,141	-0,006	-0,024	-0,132	-0,001	-0,006	-0,005	-0,008	-0,030
Urbano/rural	0,178	-0,027	-0,040	-0,117	-0,016	-0,006	0,037	-0,037	-0,043
ΔE(0)/E(0)		**0,107**			**-0,142**			**-0,051**	

Fonte: Cálculos dos autores a partir dos dados das Pnads de 1981, 1993 e 2005.
Obs.: O termo *a* é o efeito desigualdade puro; os termos *b* e *c* correspondem ao efeito-alocação; o termo *d* é o efeito-renda.

Um primeiro aspecto relevante nos resultados da tabela 3 é a assimetria de "poder explicativo" dos diferentes componentes entre os dois subperíodos. Entre 1981 e 1993, o termo de desigualdade pura excedeu o efeito de aumento da desigualdade observado para todas as partições, o que indica que mudanças nas rendas relativas médias e na composição dos grupos não explicam o crescimento da desigualdade (de 11%) no período. De fato, esse aumento parece ter coexistido com um processo de convergência entre regiões e entre áreas urbanas e rurais, pois, nessas partições, tanto o efeito composição quanto o efeito-renda vão na direção de reduzir a desigualdade. O efeito-alocação na partição urbano/rural sugere que o padrão de migração durante esse período pode ter contribuído para uma redução da desigualdade – ainda que esse componente inclua também diferenças nas taxas de natalidade e de mortalidade entre as regiões.

Ao contrário, na educação os efeitos-alocação e renda vão em direções opostas, com o efeito-alocação contribuindo para aumen-

tar a desigualdade. Esse efeito negativo sobre a desigualdade esteve presente ao longo de todo o período considerado, ainda que tenha perdido importância relativa no período 1993-2005 (uma queda de 38%). Tal resultado reflete a expansão da escolaridade da força de trabalho ocorrida num contexto de pronunciada convexidade nos retornos da escolaridade (Ferreira e Litchfield, 2001; Ferreira e Barros, 1999). Na direção oposta, o efeito-renda negativo possivelmente aponta um declínio no retorno médio da educação, o que teria contribuído para compensar o efeito-alocação em todo o período, e de forma mais intensa entre 1993 e 2005.[13]

Outro aspecto que merece destaque nos resultados da tabela 3 é o papel da desigualdade entre grupos raciais e, mais especificamente, o fato de os efeitos renda e alocação estarem indo na direção de reduzir a desigualdade entre 1993 e 2005. Portanto, parece estar havendo uma redução dos diferenciais raciais e, simultaneamente, uma melhoria na composição dos grupos (um aumento no nível de escolaridade dos grupos de não brancos, por exemplo). A análise mais detalhada de Ipea (2006) revela, entretanto, que esse efeito advém fundamentalmente das diferenças de composição educacional entre os grupos raciais. Uma vez controlado o efeito da educação (o que a tabela 3 não faz), não haverá redução no termo puramente racial da desigualdade.

Quanto às partições "idade" e "tipo do domicílio", cabe notar que, apesar de apresentarem um baixo poder explicativo para a desigualdade total, o efeito-renda de ambas aumentou no período 1993-2005. Mais uma vez é possível que esses resultados estejam refletindo três fatos que também estão presentes na tabela 2: *(a)* mudanças na estrutura etária e na composição dos domicílios; *(b)* a expansão dos benefícios e do número de beneficiários do sistema de seguridade social (essencialmente aposentadorias e pensões); e *(c)* o caráter regressivo dessa expansão. Em particular, o efeito-alocação do tipo de domicílio aumenta bastante no período 1993-2005, e é muito mais importante que o efeito-renda; o que indica que mudanças demográficas importantes estiveram em curso e contribuíram para elevar a desigualdade.

Cabe considerar, por fim, alguns dos resultados reportados na terceira coluna da tabela 3, referentes ao período de 1981 a 2005 como um todo. A decomposição referente à educação pode ser interpretada como sugestiva de uma pequena redução líquida (de 5,1%) da desigualdade total no período, resultante de duas forças opostas – uma expansão educacional desigualadora, e uma queda igualadora nos retornos da educação – em que o último efeito predominou ligeiramente.

[13] Esse resultado está de acordo com as evidências apresentadas pelos capítulos da Parte V desta publicação.

Em termos espaciais, a redução reflete uma convergência de renda entre regiões e, principalmente, entre as áreas urbanas e rurais.[14] Essa convergência reflete tanto um efeito de alocação da população quanto uma convergência entre as rendas médias.

5 O IMPACTO DA *PERFORMANCE* MACROECONÔMICA

A análise de decomposição estatística realizada nas seções anteriores forneceu importantes indícios acerca da natureza da desigualdade no Brasil, bem como dos possíveis determinantes de seu comportamento nos últimos 24 anos. Contudo, a capacidade explicativa da metodologia para o período 1981-1993 revelou-se substancialmente inferior à do período 1993-2005, quando os atributos investigados e as decomposições utilizadas conseguiram "explicar" boa parte da redução da desigualdade. Tendo-se em vista que o aspecto mais marcante da economia brasileira foi, no primeiro subperíodo, a instabilidade macroeconômica – e, mais especificamente, o processo de hiperinflação –, cabe perguntar que papel esses fatores podem ter desempenhado na elevação do grau de desigualdade observado ao longo da década de 1980.

Na literatura econômica há ampla sustentação para o argumento segundo o qual elevadas taxas de inflação têm impactos negativos importantes sobre a distribuição de renda de uma economia – ver, entre outros, Easterly e Fischer (2001), Romer e Romer (1999), Datt e Ravallion (1998), Neri (1995) e Ferreira e Litchfield (2001). Assim, se a inflação tende a aumentar a desigualdade de renda é possível argumentar que esse efeito incidiria, predominantemente, sobre a desigualdade intra, e não sobre a desigualdade entre grupos. Isso porque os impactos da inflação sobre o bem-estar das famílias tende a variar, predominantemente, com o seu nível de riqueza (e a composição do seu *portfólio*), e não com qualquer outro atributo observável.[15] Portanto, dado o caráter fortemente regressivo do processo hiperinflacionário, ele pode ser considerado um forte candidato para explicar a elevada magnitude do componente não contabilizado ao longo da década de 1980.

Com efeito, os resultados apresentados na tabela 4 parecem corroborar essa conjectura, pois a correlação entre o log da inflação e o índice de Theil é, além de elevada, extremamente significativa no período 1981-1993 (0,747 e significativa num nível de significância de 1%).

[14] Ferreira, Leite e Litchfield (2006) reconhecem a literatura sobre convergência regional no Brasil, aqui omitida por questões de espaço.

[15] Claramente, esse efeito poderia ser capturado em partições por atributos que fossem altamente correlacionados com a riqueza, como é o caso da educação do chefe. Ainda assim, a essência do efeito é comum a todos os indivíduos vivendo em ambiente inflacionário e, portanto, deve ser em grande parte captada pelo componente não explicado.

No período 1993-2005, a magnitude e o grau de significância da correlação caem substancialmente (0,57 e significativo apenas num nível de 10%). Cabe ressaltar, ainda, que ao estimá-la apenas para o período 1995-2005 a correlação é estatisticamente igual a zero (resultado não reportado). Portanto, toda a correlação existente nesse segundo período está sendo gerada pela inclusão de 1993, ano em que tanto a inflação quanto a desigualdade foram muito elevadas.

TABELA 4

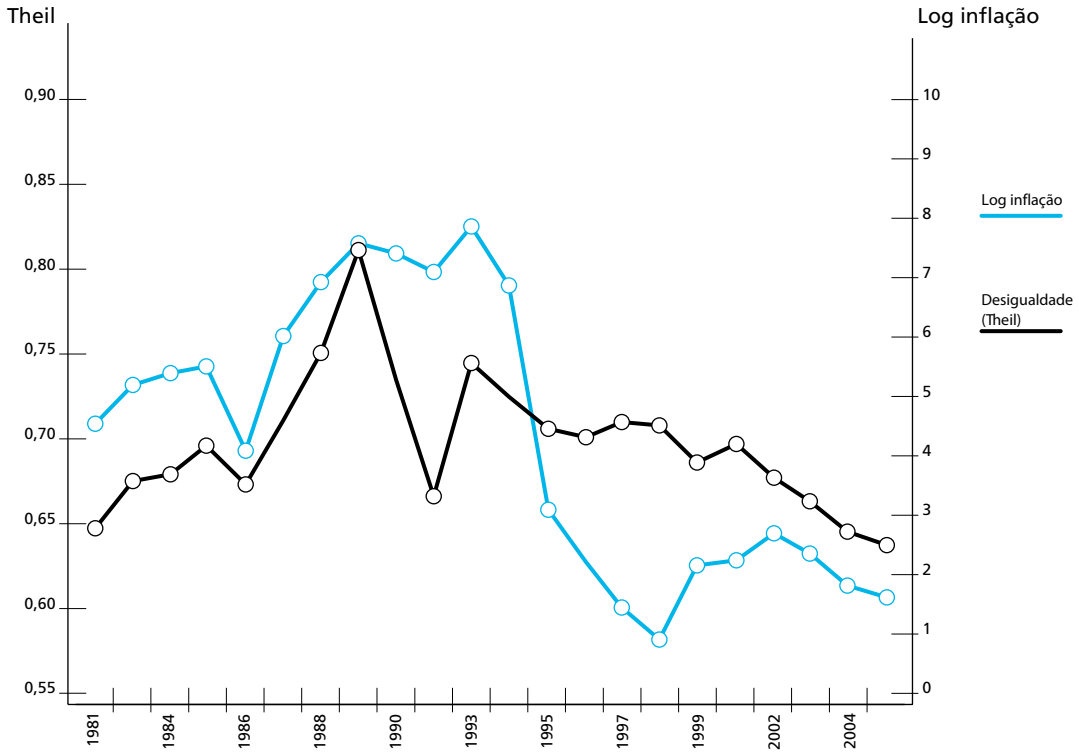
Coeficientes de correlação simples e de correlação parcial entre o índice de Theil e o logaritmo da taxa de inflação

	1981-1993		1993-2005		1981-2005	
Correlação						
	corr.	*p-valor*	*corr.*	*p-valor*	*corr.*	*p-valor*
log inflação	0,747	0,008	0,570	0,085	0,496	0,026
Correlação Parcial						
	corr.	*p-valor*	*corr.*	*p-valor*	*corr.*	*p-valor*
log inflação | salário real	0,679	0,031	0,462	0,178	0,371	0,108

Já as correlações parciais, essas sugerem que os salários são um importante canal para o efeito da inflação sobre a desigualdade: quando condicionada no salário real, a correlação entre inflação e desigualdade cai muito e passa a ser significativa apenas no nível de 11% para o período como um todo. O mesmo efeito é observado no período 1993-2005, e com maior intensidade. Contudo, o mesmo não é verdade para o período de alta inflação (1981-1993), no qual a associação entre inflação e desigualdade não passa apenas pelo canal salarial.

Grafando as séries temporais do índice de Theil (E(1)), bem como do logaritmo da taxa anual de inflação, o gráfico 2 apresenta mais detalhadamente o padrão de correlação entre essas variáveis.

GRÁFICO 2
Inflação e desigualdade no Brasil – 1981-2005



6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Após um período de elevação entre 1960 e 1976, e de subseqüente declínio entre 1976-1981, a desigualdade de renda brasileira retomou sua tendência ascendente a partir de 1981. Esse período de elevação estendeu-se até 1989, quando a desigualdade brasileira (medida na série de Pnads) atingiu seu ponto máximo. A partir de então, seguiram-se quatro anos de instabilidade e oscilações até 1993, quando teve início um período de queda quase que contínua das medidas de desigualdade. No caso do coeficiente de Gini, esse saiu de um nível de 0,595 para chegar a 0,561 em 2005, uma queda acumulada de 5,7%. Importante ressaltar, ainda, que essa queda não foi igualmente distribuída ao longo de todo o período, e 71% dela esteve concentrada no período 2001-2005.

Com o objetivo de investigar o comportamento da desigualdade brasileira nos últimos 24 anos, foram feitas várias decomposições do nível e da variação da desigualdade ao longo de todo o período. Embora não permitam identificar as causas do comportamento da desigualdade, esses exercícios possibilitam levantar uma série de potenciais candidatas. Nesse sentido, trata-se este estudo de uma análise preliminar dos possíveis determinantes da reversão do padrão de evolução da desigualdade brasileira no período em questão.

O aumento da desigualdade observado entre 1981 e 1993 parece estar associado a dois fatores-chave. O primeiro deles é a forma como ocorreu a expansão do nível de educação da força de trabalho, que contribuiu para elevar a desigualdade entre os diferentes grupos educacionais. Na análise de decomposição dinâmica, esse resultado aparece como um efeito composição que mais do que compensa o impacto negativo decorrente do declínio dos retornos da educação. O segundo fator fundamental é a taxa de inflação crescente e extremamente elevada no período, a qual passou de 80% ao ano, em 1980, para 1509% a.a. em 1990. Embora seja difícil medir a contribuição da inflação para a elevação da desigualdade, a análise de correlações indica uma forte associação entre ambas para o período de alta inflação (1981-1993).

No que tange à redução da desigualdade entre 1993 e 2005, três aspectos se destacam. Primeiro, a queda na desigualdade entre grupos educacionais, que parece decorrer da persistente redução nos retornos médios da educação e, simultaneamente, da redução da importância do efeito composição (que vai no sentido de aumentar a desigualdade). Segundo, a forte redução nas diferenças entre áreas urbanas e rurais. Terceiro, o significativo aumento no volume e no grau de focalização das políticas de transferências do governo, em particular no período mais recente (que foi exatamente aquele em que ocorreu a queda mais expressiva na desigualdade).

Por fim, cabe ressaltar que esta análise não permite quantificar a importância relativa desses diferentes fatores e, em muitos casos, nem sequer assegurar que o efeito estimado não seja espúrio (como, notadamente, no caso da desigualdade racial). Além disso, alguns fatores fundamentais não foram considerados em nossa análise, dos quais destacamos dois: o papel do salário mínimo e a dinâmica setorial. O primeiro sofreu sucessivos aumentos reais na segunda metade da década de 1990 – a elevação de 1995 foi particularmente significativa – e, portanto, é natural conjecturar que o salário mínimo possa estar desempenhando um papel importante.[16] O segundo

[16] Aumentos no valor real do salário mínimo durante esse período poderiam ter exercido, na economia brasileira, efeito oposto àquele observado por DiNardo et al. (1996) sobre a desigualdade salarial norte-americana durante o período 1979-1988. Nesse intervalo, a redução do salário mínimo real contribuiu para um aumento da desigualdade nos EUA.

aspecto certamente desempenhou um papel relevante no processo de convergência regional já mencionado. Em particular, o desenvolvimento do setor agrícola pode ter tido um impacto significativo.

Não obstante tais limitações, acreditamos que os resultados apresentados ao longo deste capítulo sejam importantes não só por oferecem algumas respostas preliminares, mas, e principalmente, por levantarem uma série de questões que pode vir a motivar pesquisas futuras.

7 REFERÊNCIAS

BANCO MUNDIAL. **World development report 2006**: equity and development. Washington, D.C: The World Bank and Oxford University Press, 2005.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Ed.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, p. 21-47, 2000.

BOURGUIGNON, F. Decomposable income inequality measures. **Econometrica**, v. 47, p. 901-920, 1979.

COWELL, F. A. On the structure of additive inequality measures. **Review of Economic Studies**, v. 47, p. 521-531, 1980.

_____. **Measuring inequality**. 2. ed. Hemel Hempstead: Harvester Wheatsheaf, 1995.

COWELL, F. A.; JENKINS, S. P. How much inequality can we explain? A methodology and an application to the USA. **Economic Journal**, v. 105, p. 421-430, 1995.

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

DINARDO, J. N. FORTIN, N.; LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semi-parametric approach. **Econometrica**, v. 64, n. 5, p. 1.001-1.044, 1996.

FERREIRA, F. H. G. et al. Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil. **Econômica**, Rio de Janeiro: Universidade Federal Fluminense (UFRJ), v. 8, n. 1, p. 147-169, jun. 2006.

FERREIRA, F. H. G.; LANJOUW, P.; NERI, M. C. A robust poverty profile for Brazil using Multiple Data Sources. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 1, p. 59-92, 2003.

FERREIRA, F. H. G.; LITCHFIELD, J. A. Education or inflation?: the micro and macroeconomics of the brazilian income distribution during 1981-1995. **Cuadernos de Economía**, v. 38, n. 141, p. 209-238, 2001.

FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P.; LITCHFIELD, J. A. **The rise and fall of brazilian inequality**, 1981-2004, Washington, D.C.: World Bank, 2006 (World Bank Policy Research Working Paper, n. 3867).

FERREIRA, F. H. G.; BARROS, R. P. de. The slippery slope: explaining the increase in extreme poverty in urban Brazil, 1976-1996. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 19, n. 2, p. 211-296, 1996.

INSTITUDO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil. Brasília**: Ipea, ago. 2006. (Nota Técnica). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br>. Acesso em: nov. 2006.

LITCHFIELD, J. A. **Welfare and income distribution in Brazil, 1981-1995.** London: London School of Economics. Ph.D. Dissertation, 2001.

MOOKHERJEE, D.; A. SHORROCKS, A. A decomposition analysis of the trend in UK income inequality. **Economic Journal**, v. 92, p. 886-902, 1982.

NERI, M. Sobre a mensuração dos salários reais em alta inflação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro: Ipea, v. 25, n. 3, p. 497-525, 1995.

SHORROCKS, A. F. Inequality decomposition by Factor Components. **Econometrica**, v. 50, n. 1, p. 193-211, 1982.

_____. The class of additively decomposable inequality measures. **Econometrica**, v. 48, p. 613-625, 1980.

TABELA A1
Rendas média e mediana, e medidas sintéticas de desigualdade de renda – 1981-2005

Ano	Média	Mediana	Gini	E (0)	E (1)	E (2)
1981	336,7	173,2	0,574	0,613	0,647	1,447
1982	348,5	178,9	0,581	0,629	0,669	1,552
1983	273,4	137,5	0,584	0,631	0,675	1,515
1984	273,2	136,3	0,583	0,626	0,679	1,464
1985	331,7	163,4	0,589	0,649	0,696	1,622
1986	483,6	249,4	0,578	0,620	0,673	1,637
1987	362,6	181,7	0,592	0,666	0,710	1,791
1988	338,9	161,1	0,609	0,714	0,750	1,742
1989	382,7	170,6	0,625	0,757	0,811	2,212
1990	347,3	167,5	0,604	0,700	0,735	1,767
1992	302,3	162,8	0,573	0,628	0,666	1,876
1993	320,7	157,2	0,595	0,678	0,743	2,308
1995	385,7	190,1	0,591	0,659	0,705	1,627
1996	393,9	194,1	0,591	0,664	0,700	1,609
1997	401,2	198,3	0,593	0,668	0,709	1,739
1998	404,0	203,7	0,591	0,658	0,707	1,672
1999	385,8	198,3	0,585	0,641	0,685	1,530
2001	393,4	199,2	0,586	0,646	0,697	1,661
2002	396,3	204,6	0,580	0,628	0,677	1,522
2003	381,2	201,7	0,575	0,619	0,663	1,474
2004	393,5	213,8	0,564	0,589	0,641	1,573
2005	419,6	229,2	0,561	0,582	0,637	1,538

Fonte: Cálculo dos autores a partir dos dados da Pnad.
Obs.: Renda em R$ de 2004; não inclui a área rural da região Norte.