

# Ascensão e queda da desigualdade de renda no Brasil

Francisco H.G. Ferreira\*

Phillippe G. Leite\*\*

Julie A. Litchfield\*\*\*

Gabriel Ulyssea\*\*\*\*

**Resumo** – Medida pelo coeficiente de Gini, a desigualdade de renda no Brasil cresceu de 0,57 em 1981 para 0,63 em 1989 e, a partir de 1993, iniciou um processo de queda até 2004, quando atingiu o nível de 0,56. Utilizando técnicas usuais de decomposição, este artigo apresenta uma investigação preliminar dos determinantes da reversão da dinâmica da desigualdade no período 1981-2004. O aumento da desigualdade nos anos 1980 parece ter sido causado pela elevação na escolaridade da população, que ocorreu em um contexto de retornos da educação altamente convexos, e pela elevada e crescente inflação. Apesar de o declínio sustentado que teve início em 1993 estar associado ao declínio da inflação, ele também parece ter sido causado por três fatores estruturais que têm recebido pouca atenção na literatura: forte declínio no retorno da educação; pronunciada convergência rural-urbana; e elevação nos programas sociais de transferências governamentais, focalizados nos pobres.

**Palavras-Chave** – Brasil. Distribuição de renda. Desigualdade.

**JEL** – D31, I32, N36, O15.

---

\* Research Department, Banco Mundial (EUA). E-mail: fferreira@worldbank.org. Esta nota constitui uma versão reduzida e modificada do trabalho “The rise and fall of Brazilian inequality: 1981-2004” (FERREIRA et al, 2006).

\*\* Doutorando do EHESS, Campus Paris-Jourdan (França). E-mail: pleite@worldbank.org.

\*\*\* Poverty Research Unit, Universidade de Sussex (UK). E-mail: j.a.litchfield@sussex.ac.uk.

\*\*\*\* Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Brasil). E-mail: ulyssea@ipea.gov.br.

## Introdução

Uma das características mais marcantes da economia brasileira é o seu elevado grau de desigualdade de renda. Em 2004, o coeficiente de Gini do país foi de 0,564, o que colocaria o país em décimo lugar no *ranking* dos países mais desiguais do mundo (BANCO MUNDIAL, 2005)<sup>1</sup>. Embora muito elevada, a desigualdade no país vem apresentando um comportamento menos estável do que freqüentemente se argumenta<sup>2</sup>.

De fato, é possível identificar três períodos que são caracterizados por comportamentos completamente distintos da desigualdade: (i) de 1981 a 1989, quando houve um contínuo crescimento do grau de desigualdade; (ii) de 1989 a 1993, período que é caracterizado por uma alta volatilidade e por um pico da desigualdade; e (iii) de 1993 a 2004, um declínio quase contínuo do grau de desigualdade. Dentro deste último grande período, é possível ainda destacar o último quadriênio (2001-2004), no qual ocorreu uma nítida aceleração na queda da desigualdade de renda.

O objetivo deste artigo é descrever a evolução e investigar a estrutura da desigualdade no Brasil no período 1981-2004, utilizando para tanto os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). A partir de técnicas tradicionais de decomposição de medidas da desigualdade, buscamos também identificar possíveis determinantes do comportamento da desigualdade de renda no Brasil. Com isso, 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 artigo é essencialmente descritivo e tem por objetivo gerar fatos estilizados e fornecer uma análise empírica exploratória que possa servir de base para pesquisas futuras.

Nossos resultados indicam que, na década de 1980, o crescimento da desigualdade esteve, em grande medida, associado ao processo de aceleração inflacionária e à conjunção da lenta expansão educacional da força de trabalho com a elevação dos retornos marginais da educação. Estes dois últimos fatores combinados levaram a um aumento da desigualdade de rendimentos e, portanto, da desigualdade de renda familiar *per capita* (veja também FERREIRA E BARROS, 1999).

A partir de 1993 ocorreu o oposto, sendo que 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, este período foi marcado por uma significativa convergência da renda das famílias localizadas em áreas rurais e urbanas. Finalmente, o terceiro fator que deve ser destacado é a expansão da cobertura dos programas governamentais de transferência de renda e a melhoria no seu grau de focalização. Além destes três fatores, cabe destacar o papel da estabilidade macroeconômica alcançada com o Plano Real, que eliminou a contribuição da hiperinflação para o aumento da desigualdade.

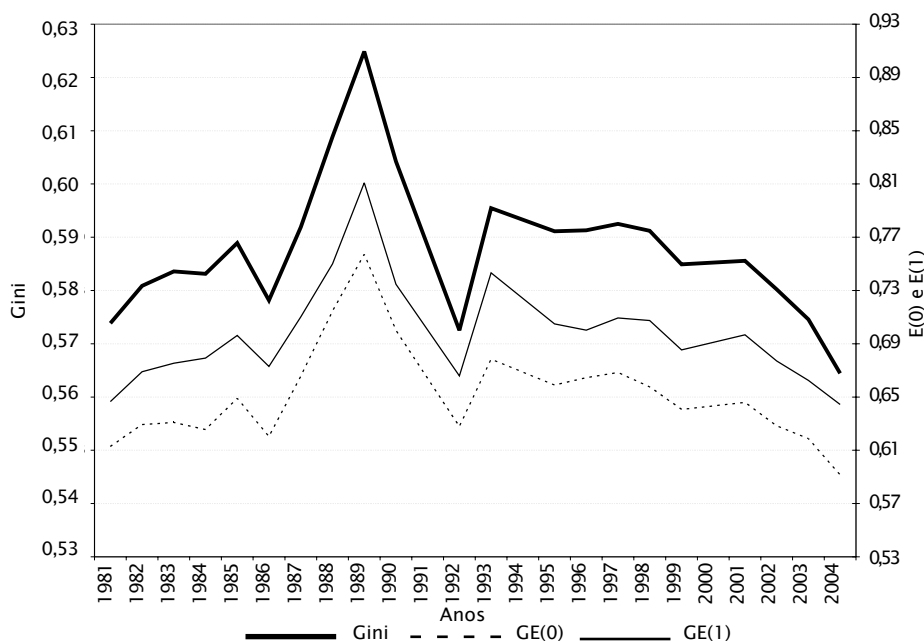
O restante deste artigo está organizado da seguinte forma. A Seção 1 faz uma breve descrição dos dados e apresenta a evolução da desigualdade de renda no Brasil. A Seção 2 apresenta as decomposições estáticas feitas para três medidas de desigualdade e três anos distintos – 1981, 1993 e 2004. A Seção 3 contém os resultados das decomposições dinâmicas de acordo com a metodologia de Mookherjee e Shorrocks (1982). A Seção 4 explora brevemente a correlação entre desigualdade e dois indicadores macroeconômicos fundamentais: a taxa de inflação e a renda média agregada. A Seção 5 conclui.

## 1. Dados e a evolução da desigualdade no Brasil

Neste trabalho utilizamos os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o período de 1981 a 2004<sup>3</sup>. A definição de renda utilizada aqui é a de renda mensal domiciliar *per capita* bruta, não tendo sido utilizado nenhum tipo de deflator regionalizado ou qualquer imputação das rendas de aluguéis na construção da renda domiciliar. A razão deste procedimento é que as pesquisas de consumo necessárias para a construção de tais índices regionalizados são 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 aqui<sup>4</sup>. Por esse motivo, utilizamos como deflator das rendas da PNAD o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

De forma a fazer uma descrição sintética da distribuição de renda em cada ano e de como estas evoluíram ao longo do tempo, foram computadas as rendas média e mediana e 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  $E(2)$ ] – veja Anexo 1<sup>5</sup>. Além disso, estimamos a distribuição de renda brasileira pelo método de Kernel para os anos 1981, 1993 e 2004. Os resultados obtidos apontam para dois aspectos fundamentais relativos à distribuição de renda brasileira e sua evolução ao longo dos últimos 23 anos. Em primeiro lugar, a distribuição de renda brasileira é extremamente concentrada na cauda direita, o que pode ser observado tanto pela grande diferença entre as rendas média e mediana quanto pelo formato da distribuição estimada (ver Anexo 1 e os gráficos nos Anexos 2, 3 e 4).

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: (i) 1981-1989, período de elevação significativa de todas as medidas de desigualdade; (ii) 1989-1993, período de alta volatilidade das medidas de desigualdade e de pico das mesmas; e (iii) 1993-2004, período marcado por uma quase contínua queda nos indicadores de desigualdade. Como mencionado anteriormente, dentro deste último período é possível identificar os últimos quatro anos como um período de aceleração da queda na desigualdade (ver Figura 1).



**Figura 1: Evolução da desigualdade de renda no Brasil**

## 2. Decomposições estáticas da desigualdade

Anos

### 2.1 Decomposições por atributos do domicílio

Nesta subseção é feita uma análise da estrutura da desigualdade de renda no Brasil, enfatizando sua relação com algumas características fundamentais dos domicílios. Para tanto, foram considerados sete diferentes atributos, de acordo com os quais particionamos nossa amostra, são eles<sup>6</sup>:

- 1) Idade do chefe (6 grupos): abaixo de 25; 25-34; 35-44; 45-54; 55-64; 65 anos ou mais.
- 2) Escolaridade do chefe (5 grupos): analfabetos; 1-4; 5-8; 9-11; 12 anos ou mais.
- 3) Tipo de domicílio (5 grupos): domicílio com um adulto; mais de um adulto, mas sem crianças<sup>7</sup>; mais de um adulto, com crianças; um adulto com crianças; e chefes com mais de 65 anos, com ou sem crianças.

- 4) Região: Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sul Sudeste.
- 5) Raça do chefe (3 grupos): branco, amarelo, preto e pardo.
- 6) Localização: urbana ou rural.
- 7) Sexo do chefe

Para avaliar a importância relativa de cada um destes atributos, é feita uma análise de decomposição estática das medidas de desigualdade. O objetivo com isso é separar a desigualdade total em dois componentes: um de desigualdade *entre* grupos, que denotaremos por  $I_B$ , e outro de desigualdade *intra*-grupos, denotado por  $I_W$ . O primeiro componente constitui a parcela da desigualdade “explicada” pelo atributo que gerou a partição, enquanto o segundo constitui o componente não explicado. Em particular, estamos interessados em medidas de desigualdade que sejam 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 essa propriedade. O termo de desigualdade intragrupos é definido pela expressão

$$I_w = \sum_{j=1}^k w_j E(\alpha)_j,$$

onde  $w_j = v_j^\alpha f_j^{1-\alpha}$ ,  $f_j$  é a proporção na população e  $v_j$  a parcela da renda de cada subgrupo  $j, j=1, 2, \dots, k$ . Já a desigualdade entre grupos,  $I_B$ , é definida da seguinte forma:

$$I_B = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[ \sum_{j=1}^k f_j \left( \frac{\mu(y_j)}{\mu(y)} \right)^\alpha - 1 \right],$$

onde  $\mu(y_j)$  é a renda média do subgrupo  $j=1, 2, \dots, k$ .

Definidos desta forma, é possível mostrar que os componentes da desigualdade entre e intragrupos satisfazem a propriedade de aditividade desejada. Mais do que isso, é possível obter uma medida sintética bastante intuitiva que representa a parcela da desigualdade total que é “explicada” por uma dada característica, qual seja:

$$R_B = \frac{I_B(\Pi)}{I}$$

onde  $\Pi$  denota uma dada partição da amostra, segundo um atributo qualquer (COWEL E JENKINS, 1995). A Tabela 1 apresenta a estatística  $R_B$  para os sete atributos dos domicílios considerados e utilizando duas medidas de desigualdade distintas, o Theil-L ( $E_0$ ) e o Theil-T ( $E_1$ ).

**Tabela 1 – Parcela da desigualdade de renda total explicada pelas diferenças entre grupos ( $R_B$ )**

	1981		1993		2004	
	E(0)	E(1)	E(0)	E(1)	E(0)	E(1)
Idade	1%	1%	1%	1%	3%	2%
Educação	38%	42%	34%	36%	35%	38%
Gênero	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Raça	n.a.	n.a.	13%	11%	12%	11%
Tipo de Domicílio	6%	7%	6%	7%	10%	11%
Região	13%	11%	9%	7%	10%	8%
Urbano/Rural	17%	13%	9%	6%	7%	5%

Nota: características raciais não disponíveis para 1981.

Fonte: cálculo dos autores a partir dos dados da PNAD de 1981, 1993 e 2004.

Os resultados da Tabela 1 apontam para 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, esse efeito nulo provavelmente está indicando outro fenômeno subjacente à escolha da chefia do domicílio<sup>8</sup>. A idade do chefe também apresenta uma

contribuição muito baixa, ainda que ela tenha apresentado um aumento forte de 1993 para 2004. Esse aumento recente pode estar refletindo dois fatores distintos: um aumento da importância de questões relativas a um efeito ciclo de vida no mercado de trabalho; ou o impacto do aumento da importância de programas como o Benefício de Prestação Continuada (BPC) e das aposentadorias de maneira geral, que sofreram significativa expansão nos últimos anos.

O determinante mais importante parece ser, de fato, a desigualdade entre domicílios chefiados por indivíduos com níveis de escolaridade distintos, que corresponde a 34-42% da desigualdade total (dependendo do ano e da medida que se considere). Embora não possa ser estabelecida uma relação de causalidade entre educação e desigualdade de renda a partir destes resultados, eles indicam que mais de 1/3 da desigualdade no Brasil pode ser atribuído às diferenças entre domicílios cujos chefes pertencem a grupos educacionais distintos. Apesar de elevado, o poder explicativo da educação apresentou um declínio entre 1981 e 2004, ainda que tenha havido certa oscilação entre esses dois anos.

A participação da desigualdade entre domicílios de diferentes tipos na desigualdade total aumenta ao longo do tempo, mas o faz de forma concentrada no período 1993-2004 (entre 1981 e 1993 ela permanece inalterada). Esse resultado pode estar remetendo novamente ao papel da expansão dos benefícios e transferências direcionados aos idosos (BPC e aposentadorias), que pode ter contribuído para elevar a desigualdade entre domicílios, ao elevar a renda dos domicílios que são chefiados por indivíduos com mais de 65 anos ou que contêm idosos. Quanto à raça do chefe, trata-se de um aspecto importante, mas que se manteve estável em torno de 11% nos últimos dez anos.

Tomadas em conjunto, as partições relativas às desigualdades regionais apresentam as mudanças mais marcantes ao longo do período analisado. As diferenças entre regiões sofreram uma redução de três pontos percentuais entre 1981 e 2004, embora tenha ocorrido um aumento de um ponto percentual de 1992 para 2004. Mais marcante, porém, foi a queda na importância das diferenças entre as áreas rural e urbana: esta partição perdeu cerca de 60% de sua importância, passando de 17-13%, em 1981, para 7-5% em 2004. Este resultado pode refletir tanto a redução da po-



pulação localizada em áreas rurais quanto as evidências setoriais relativas ao crescimento do agronegócio, desde a liberalização comercial no início da década de 1990.

## 2.2 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 as diferentes fontes de renda contribuem para a desigualdade total. Com o objetivo de analisar esta questão, utilizamos a metodologia desenvolvida por SHORROCKS (1982) e consideramos cinco fontes de renda distintas: (i) renda do emprego (formal e informal); (ii) renda do trabalho por conta própria; (iii) renda dos empregadores; (iv) renda de seguridade social; e (v) uma categoria residual que corresponde ao quesito “outras rendas” da PNAD, composta essencialmente por rendimentos de capital e rendas advindas de programas governamentais de transferências.

Para cada fonte de renda,  $f$ , são computadas as rendas médias, a medida de desigualdade  $E(2)$  e a correlação daquela fonte de renda particular com a renda total do domicílio. Estes 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 (onde  $\sum s_f = 1$ ). Analogamente à estatística  $R_p$ , quanto maiores os valores de  $S_f$  e  $s_f$ , maior 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 individuais de renda, sendo que estas apresentam uma grande variabilidade no grau de desigualdade apresentado. Assim como ocorre na maior parte dos países, a renda do trabalho assalariado corresponde à maior parcela da renda domiciliar *per capita* total, ainda que essa participação tenha declinado significativamente no período (uma redução de 17,5 pontos percentuais ou cerca de 34%). 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 esta fonte de renda cai substancialmente, sendo que ambas as transformações ocorrem entre 1993 e 2004. Além disso, importante notar o caráter progressivo da expansão desta categoria, uma vez que sua correlação com a renda total do domicílio cai de 0.429 em 1981 para 0.299 em 2004 (77,8% desta queda ocorre entre 1993 e 2004). Portanto, esses resultados parecem apontar para a importância da expansão recente dos programas governamentais de transferências de renda.

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 nas “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 1993-2004.

**Tabela 3: Contribuição das fontes de renda para a desigualdade de renda total**

	Renda domic. <i>per capita</i> total	Rendim. do emprego assalariado*	Renda do trab. por conta própria**	Renda do empregador***	Transf. de seguridade social#	Outras rendas##
<b>1981</b>						
Prop. de recipientes ( $y_p > 0$ )	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	5,147	31,000	11,502	33,106
E(2), $y_p > 0$	1,447	1,352	1,658	1,193	2,325	4,413
Correl. c/a renda do domic. ( $\rho_r$ )	1	0,709	0,268	0,472	0,356	0,429
Média Relativa ( $\chi_r$ )	1	0,583	0,172	0,098	0,095	0,052
Contribuição Absoluta ( $S_r$ )	1,447	0,720	0,126	0,309	0,138	0,153
<b>Contrib. Proporcional (<math>s_r</math>)</b>	<b>1</b>	<b>0,498</b>	<b>0,087</b>	<b>0,214</b>	<b>0,095</b>	<b>0,106</b>
<b>1993</b>						
Prop. de recipientes ( $y_p > 0$ )	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	3,115	7,626	51,177	9,386	49,332
E(2), $y_p > 0$	2,308	2,106	2,467	2,510	2,288	7,433
Correl. c/a renda do domic. ( $\rho_r$ )	1	0,615	0,319	0,584	0,345	0,400
Média Relativa ( $\chi_r$ )	1	0,518	0,180	0,117	0,141	0,044
Contribuição Absoluta ( $S_r$ )	2,308	0,854	0,241	0,743	0,227	0,243
<b>Contrib. Proporcional (<math>s_r</math>)</b>	<b>1</b>	<b>0,370</b>	<b>0,104</b>	<b>0,322</b>	<b>0,098</b>	<b>0,105</b>
<b>2004</b>						
Prop. de recipientes ( $y_p > 0$ )	1	0,717	0,341	0,060	0,326	0,300
Média	393,88	196,06	60,76	44,12	76,82	16,11
E(2)	1,618	2,101	6,801	43,301	6,925	23,090
E(2), $y_p > 0$	1,618	1,365	1,991	2,115	1,923	6,567
Correl. c/a renda do domic. ( $\rho_r$ )	1	0,569	0,310	0,598	0,443	0,299
Média Relativa ( $\chi_r$ )	1	0,498	0,154	0,112	0,195	0,041
Contribuição Absoluta ( $S_r$ )	1,618	0,522	0,158	0,561	0,289	0,088
<b>Contrib. Proporcional (<math>s_r</math>)</b>	<b>1</b>	<b>0,323</b>	<b>0,098</b>	<b>0,347</b>	<b>0,179</b>	<b>0,054</b>

\* Inclui todos os rendimentos do emprego formal (com carteira) e informal (sem carteira).

\*\* Inclui todos os rendimentos do trabalho por conta própria.

\*\*\* Inclui todos os rendimentos do trabalho dos empregadores.

# Inclui pensões, aposentadorias e outras rendas de seguridade social, mas exclui rendas de transferências assistenciais.

## Inclui todas as transferências sociais, rendas de capital e rendas de aluguéis.

Nota: todas as rendas estão medidas em termos *per capita* e em Reais de setembro de 2004.

Fonte: Cálculo dos autores a partir dos dados da PNAD 1981, 1993 e 2004.

### 3. Decomposições dinâmicas da desigualdade no Brasil

As decomposições estáticas da desigualdade total em diferentes pontos do tempo constituem uma boa referência das mudanças na estrutura da mesma. Porém, as decomposições não fornecem nenhuma informação a respeito dos fatores que estão associados às mudanças observadas. Assim, para complementar a análise da seção anterior, nos concentramos agora na análise da decomposição dinâmica da desigualdade proposta por MOOKHERJEE E SHORROCKS (1982)<sup>9</sup>.

À semelhança da análise de decomposição estática, separamos a medida de desigualdade total,  $E_0$ , nos componentes de desigualdade entre e intragrupos. Como mencionado, o primeiro componente constitui a parcela da desigualdade que é “explicada” pela partição adotada, enquanto que 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, chamado de “efeito-alocação”. Estes efeitos podem ser capturados na seguinte decomposição das variações da medida de desigualdade:

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

onde  $\Delta$  é o operador de primeira diferença,  $f_j$  é a participação do grupo  $j$  na população total,  $\lambda_j$  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. 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, 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 importância relativa de cada componente para explicar as mudanças agregadas. A Tabela 3 apresenta os resultados desta decomposição para os anos de 1981, 1993 e 2004.

**Tabela 4 – Decomposição das mudanças na desigualdade por subgrupos da população**

	1981–1993			1993–2004			1981–2004		
	<i>a</i>	<i>b+c</i>	<i>d</i>	<i>a</i>	<i>b+c</i>	<i>d</i>	<i>a</i>	<i>b+c</i>	<i>d</i>
Idade	0,112	-0,002	0,002	-0,139	-0,003	0,017	-0,044	-0,003	0,019
Educação	0,110	0,042	-0,035	-0,089	0,020	-0,053	0,011	0,089	-0,136
Tipo Domicílio	0,120	0,010	-0,004	-0,138	0,017	0,005	-0,039	0,036	-0,032
Gênero	0,116	-0,005	0,000	-0,120	-0,004	0,000	-0,018	-0,008	-0,001
Raça	n.a.	n.a.	n.a.	-0,101	-0,002	-0,021	n.a.	n.a.	n.a.
Região	0,141	-0,006	-0,024	-0,118	-0,002	-0,005	0,012	-0,009	-0,028
Urbano/Rural	0,178	-0,027	-0,040	-0,104	-0,011	-0,009	0,054	-0,031	-0,049
$\Delta E(0)/E(0)$	0,107			-0,128			-0,035		

Nota: O termo *a* é o efeito desigualdade puro; termos *b* e *c* correspondem ao efeito-alocação; termo *d* é o efeito-renda.

Fonte: Cálculos dos autores a partir dos dados da PNAD 1981, 1993 e 2004.

Um primeiro aspecto relevante nos resultados da Tabela 3 é a existência de assimetria de “poder explicativo” dos diferentes componentes nos diferentes subperíodos. Entre 1981 e 1993, o termo de desigualdade pura correspondeu a quase todo o efeito observado de aumento da desigualdade, o que indica que as rendas relativas médias e a composição dos grupos não desempenharam um papel importante. Por outro lado, de fato parece ter havido um processo de convergência entre regiões e entre áreas urbanas e rurais, pois tanto o efeito composição quanto o efeito-renda nessas partições vão na direção de reduzir a desigualdade. O efeito-alocação é particularmente importante na partição urbano/rural, o que sugere que o padrão de migração durante esse período foi redutor de desigualdade.

Ao contrário, na educação, os efeitos alocação e renda vão em direções opostas, com o efeito-alocação contribuindo para aumentar a desigualdade. Este efeito negativo sobre a desigualdade esteve presente ao longo de todo o período considerado, ainda que tenha perdido muito

sua importância relativa no período 1993-2004 (uma queda de aproximadamente 50%). Este resultado reflete a expansão da escolaridade da força de trabalho, que ocorreu em um contexto de forte convexidade nos retornos da escolaridade (veja FERREIRA E LITCHFIELD, 2001; FERREIRA E BARROS, 1999). Em direção oposta, o efeito-renda negativo possivelmente aponta para 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 2004.

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 mesma direção de reduzir a desigualdade. Portanto, parece estar havendo uma redução dos diferenciais raciais e, simultaneamente, uma melhoria na composição dos grupos (um aumento na escolaridade dos grupos de não-brancos, por exemplo).

Quanto às partições “idade” e “tipo do domicílio”, cabe notar que apesar destas apresentarem um baixo poder explicativo para a desigualdade total, o efeito-renda de ambas subiu expressivamente no período 1993-2004. Mais uma vez, é possível que estes resultados estejam refletindo dois fatos que também estão presentes na Tabela 2: a expansão dos benefícios e do número de beneficiários do sistema de seguridade social (essencialmente aposentadorias e pensões); e o caráter regressivo desta expansão. Por outro lado, o efeito-alocação do tipo de domicílio aumenta muito no período 1993-2004 e é muito mais importante que o efeito-renda, o que indica que mudanças demográficas importantes estiveram em curso e que elas contribuíram para elevar a desigualdade.

#### 4. O impacto da *performance* macroeconômica

A análise de decomposição estatística realizada nas seções anteriores forneceu importantes indícios acerca da natureza da desigualdade no Brasil e dos possíveis determinantes de seu comportamento nos últimos 23 anos. Contudo, a capacidade explicativa da metodologia para o período 1981-1993 se revelou substancialmente inferior à do período 1993-2004, quando os atributos investigados e as decomposições utilizadas con-

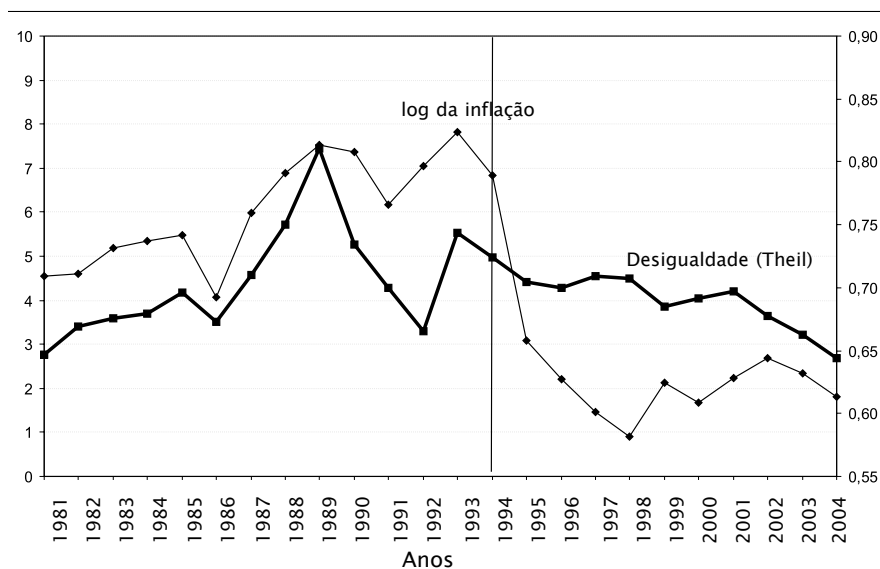
seguiram “explicar” boa parte da redução da desigualdade. Tendo em vista que o aspecto mais marcante da economia brasileira neste período foi a instabilidade macroeconômica – e mais especificamente o processo de hiperinflação – cabe perguntar que papel estes fatores podem ter desempenhado na elevação do grau de desigualdade observado ao longo da década de 1980.

Na literatura econômica há ampla sustentação para o argumento de que 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), NÉRI (1995) e FERREIRA E LITCHFIELD (2001)]. Assim, se a inflação tende a aumentar a desigualdade de renda, é possível argumentar que este 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 não com qualquer outro atributo observável<sup>10</sup>. Portanto, dado o caráter fortemente regressivo do processo hiperinflacionário, ele pode ser considerado um forte candidato para explicar a elevada magnitude do componente não explicado ao longo da década de 1980.

Com efeito, os resultados apresentados na Tabela 4 parecem corroborar esta conjectura, pois a correlação entre o log da inflação e o índice de Theil é elevada e extremamente significativa no período 1981-93 (0,747 e significativa a um nível de significância de 1%). No período 1993-2004 a magnitude e o grau de significância da correlação caem substancialmente (0,57 e significativo apenas a um nível de 10%). Já as correlações parciais sugerem que os salários constituem 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 ao nível de 10%. Ver também a Figura 2.

**Tabela 4 – Coeficientes de correlação simples e correlação parcial entre o índice de Theil e o logaritmo da taxa de inflação**

	1981–1993		1981–1993		1981–1993	
	<i>corr.</i>	<i>p-valor</i>	<i>corr.</i>	<i>p-valor</i>	<i>corr.</i>	<i>p-valor</i>
log inflação	0,747	0,008	0,570	0,085	0,496	0,026
<b>Correlação Parcial - 1981-2994</b>						
	<i>corr.</i>		<i>p-valor</i>			
log inflação   s alário real	0,358		0,093			



**Figura 2 – Inflação e desigualdade no Brasil, 1981–2004**



## 5. Considerações finais

Após um período de elevação entre 1960 e 1976 e o subsequente declínio no período 1976-1981, a desigualdade de renda brasileira retomou sua tendência de elevação a partir de 1981. Este período de elevação se estendeu até 1989, quando a desigualdade brasileira atingiu seu ponto máximo. A partir de então, se seguiram quatro anos de instabilidade e oscilações significativas até 1993, quando teve início um período de queda quase que contínua das medidas de desigualdade. No caso do coeficiente de Gini, este saiu de um nível de 0,595 para chegar a 0,564 em 2004, uma queda acumulada de 5,2%. Importante ressaltar ainda que esta queda não foi igualmente distribuída ao longo de todo o período, sendo que 71% dela esteve concentrada no período 2001-2004.

Com o objetivo de investigar o comportamento da desigualdade brasileira ao longo dos últimos 23 anos, foram feitas várias decomposições do nível e da variação da desigualdade ao longo de todo o período. Embora estes exercícios não permitam identificar as causas do comportamento da desigualdade, eles permitem levantar uma série de potenciais candidatos. Nesse sentido, este estudo constitui uma análise preliminar dos possíveis determinantes da reversão do padrão de evolução da desigualdade brasileira neste período.

O aumento da desigualdade observado entre 1981 e 1993 parece estar associado a dois fatores-chave. O primeiro 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, este resultado aparece como um efeito composição que mais do que compensa o impacto positivo decorrente do declínio dos retornos da educação. O segundo fator fundamental foi a taxa de inflação extremamente elevada e crescente no período, que passou de 80% ao ano em 1980 para 1509% a.a. em 1990. Embora seja difícil de 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 2004, 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 o período em que ocorreu a queda mais expressiva na desigualdade). Um possível quarto fator, detectado na decomposição dinâmica da desigualdade, seria a redução na desigualdade entre grupos raciais, que foi consequência tanto do efeito composição quanto do efeito renda.

Por fim, cabe ressaltar que a análise feita aqui não permite quantificar a importância relativa destes diferentes fatores e, em muitos casos, não é possível sequer assegurar que o efeito estimado não é 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 tem sofrido sucessivos aumentos reais na segunda metade da década de 1990 – o episódio de elevação de 1995 é particularmente significativo – e, portanto, é natural conjecturar que o salário mínimo possa estar desempenhando um papel importante. O segundo aspecto certamente desempenhou um papel relevante no processo de convergência regional já mencionado. Em particular, o desenvolvimento do setor de agronegócios pode ter tido um impacto significativo.

Não obstante estas limitações, acreditamos que os resultados apresentados ao longo desta nota são importantes, não só por oferecem algumas respostas preliminares mas, principalmente, por levantarem uma série de perguntas que podem vir a motivar pesquisas futuras.

## Notas

<sup>1</sup> Cabe notar que, embora úteis como motivação, comparações internacionais apresentam uma série de problemas no que diz respeito à comparabilidade dos indicadores disponíveis para cada país.

<sup>2</sup> Ver, por exemplo, o bem conhecido trabalho de BARROS et al (2000).

- <sup>3</sup> As ressalvas usuais se aplicam: não há dados para os anos em que foram realizados os Censos Demográficos e para os anos 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 com os dados dos demais anos, pois naquele ano houve uma mudança no período de referência da pergunta de renda.
- <sup>4</sup> Ver FERREIRA ET AL (2003) para os resultados com tais ajustamentos para um único período de tempo. Para uma descrição mais detalhada da metodologia utilizada no presente artigo, ver LITCHFIELD (2001).
- <sup>5</sup> Os dois primeiros índices da classe de entropia generalizada também são conhecidos por Theil-L e Theil-T, respectivamente, enquanto que o terceiro é simplesmente metade do quadrado do Coeficiente de Variação.
- <sup>6</sup> Note que, uma vez definidos os atributos, as escolhas dos pontos de corte das diferentes partições possuem algum grau de arbitrariedade. As escolhas utilizadas aqui seguem a metodologia utilizada em FERREIRA E LITCHFIELD (2001).
- <sup>7</sup> Foram considerados crianças todos os indivíduos do domicílio com idade inferior a 14 anos.
- <sup>8</sup> Este resultado pode estar refletindo a natureza endógena da escolha da chefia do domicílio. Assim, é possível que exista um viés de seleção que faz com que as mulheres com maior capacidade produtiva sejam exatamente aquelas que se tornam chefes.
- <sup>9</sup> A medida de desigualdade agora se restringirá ao índice Theil-L ( $E_\theta$ ).
- <sup>10</sup> Claramente, este efeito pode ser capturado em partições por atributos que são altamente correlacionados com a renda, 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 captado pelo componente não explicado.

# The Rise and Fall of Brazilian Inequality: A Summary of the Last 25 Years

**Abstract** -- Measured by the Gini coefficient, income inequality in Brazil rose from 0.57 in 1981 to 0.63 in 1989, before falling back to 0.56 in 2004. Using standard decomposition techniques, this paper presents a preliminary investigation of the determinants of Brazil's distributional reversal in the 1981–2004 period. The rise in inequality in the 1980s appears to have been driven by increases in the educational attainment of the population in a context of highly convex returns, and by high and accelerating inflation. While the secular decline in inequality, which began in 1993, is associated with declining inflation, it also appears to have been driven by three structural and policy changes which have so far not attracted sufficient attention in the literature, namely: sharp declines in the returns to education; pronounced rural–urban convergence; and increases in social assistance transfers targeted to the poor.

## Referências bibliográficas

- 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, 2000.
- COWELL, F.A. *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.275-95, 1992.
- 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. Desigualdade, pobreza e bem-estar social no Brasil: 1981/95. In: HENRIQUES, R. (ed.): *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.
- 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.; LITCHFIELD, J.A.; LEITE, P. The Rise and Fall of Brazilian Inequality, 1981-2004. World Bank Policy Research Working Paper, #3867, 2006.
- FERREIRA, F.H.G.; PAES DE BARROS, R. 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, 1999.
- LITCHFIELD, J.A. *Welfare and Income Distribution in Brazil, 1981-1995*. Ph.D. Dissertation. London School of Economics, 2001.
- MOOKHERJEE, D.; 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*, 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.

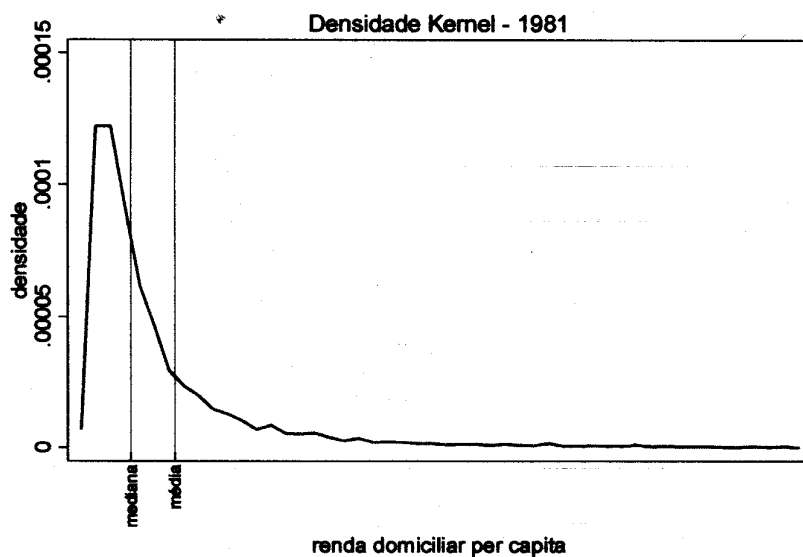
### Anexo 1 – Rendas média, mediana e medidas sintéticas de desigualdade de renda: 1984–2003

Ano	Média	Mediana	Gini	GE (0)	GE (1)	GE (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

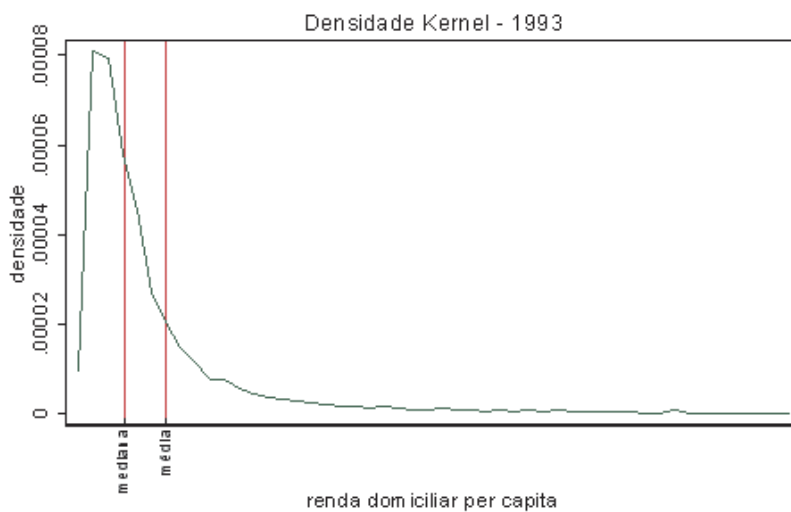
Fonte: Cálculo dos autores a partir dos dados da PNAD.

Nota: Renda domiciliar *per capita* mensal, medida em R\$ de 2004.

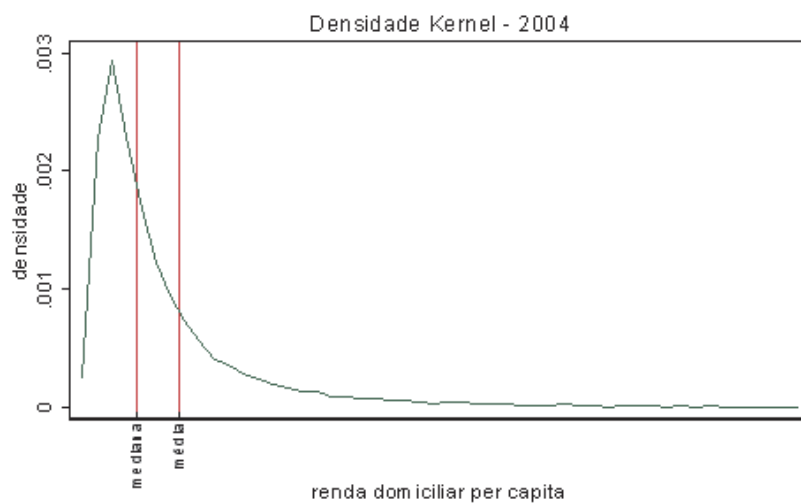
## Anexo 2 – Densidade Kernel de 1981



## Anexo 3 – Densidade Kernel de 1993



## Anexo 4 – Densidade Kernel de 2004



*Apresentado e aprovado para publicação em junho de 2006.*