

**Revista**  
**PRAIAVERMELHA**  
Estudos de Política e Teoria Social

**v. 23 n. 1**  
**Janeiro/Junho 2013**  
**Rio de Janeiro**  
**ISSN 1414-9184**

Revista Praia Vermelha	Rio de Janeiro	v. 23	n. 1	p. 01-320	Jan/Jun 2013
------------------------	----------------	-------	------	-----------	--------------

## **Polarização da Renda no Brasil, de 2001 a 2011: uma análise distribucional usando os dados PNAD**

*Fábio Clementi & Francesco Schettino*

### **RESUMO**

Esse artigo aplica uma ferramenta não paramétrica, a “distribuição relativa”, para identificar padrões de mudanças na distribuição de renda familiar durante o período de 2001 a 2011 no Brasil. Apesar da aguda declinação na desigualdade da renda recentemente experimentada pelo país, somos aptos a documentar uma elevada polarização da renda, que tem afetado particularmente famílias abaixo da média. Os resultados nos levam a questionar a sustentabilidade e a igualdade futuras dos programas sociais existentes que lidam com a desigual distribuição de recursos.

### **PALAVRAS-CHAVE**

Brasil.  
Distribuição de Renda.  
Distribuição Relativa.  
Polarização.

Recebido em 15/08/13.

Aprovado em 08/10/13.

### **Income Polarization in Brazil 2001-2011: a distributional analysis using PNAD data**

This paper applies a non-parametric tool, the “relative distribution”, to identify patterns of changes in Brazil’s household income distribution over the period 2001-2011. Despite the sharp decline in income inequality recently experienced by the country, we are able to document an increased income polarization, which has particularly affected households below the median. The results call directly into question the future sustainability and equity of existing social programs dealing with the unequal distribution of resources.

**KEYWORDS** Brazil. Income Distribution. Relative Distribution. Polarization.

Revista Praia Vermelha	Rio de Janeiro	v. 23	n. 1	p. 33-68	Jan/June 2013
------------------------	----------------	-------	------	----------	---------------

## Introdução

O Brasil há muito é conhecido como um dos países com a distribuição de renda mais desigual no mundo. A concentração de renda em 1960 já era alta pelos padrões internacionais, como indicado por um coeficiente Gini de 0,504, e continuou a crescer nas décadas seguintes (LÓPEZ-CALVA, 2012). A desigualdade da renda só começou a diminuir em meados dos anos 90: após 1997, o Gini reduziu em 0,8% por ano; entre 2001 e 2007, a taxa média do declínio anual acelerou para 1,2%, logo acima do ritmo da região da América Latina como um todo (BARROS *et al.*, 2010). A pobreza no país também reduziu significativamente durante a última década: o número absoluto de pessoas pobres caiu de mais de 61 milhões, em 2003, para menos de 40 milhões, em 2009 e o índice efetivo de 35,8% para 21,4% (HIGGINS, 2012). Enquanto isso, o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil o levou a tomar o lugar do Reino Unido como a sexta maior economia, em 2011 (CEBR, 2011).

Apesar de vários fatores terem contribuído para o recente progresso em termos de redução de pobreza e de desigualdade – assim como o crescimento econômico (BARROS *et al.*, 2010), expansão do acesso à educação durante os anos 90 (GASPARINI e LUSTIG, 2011), aumento da demanda por trabalho inabilitado (ROBINSON, 2010) e um aumento no salário mínimo (BARROS, 2007) –, é opinião comum que os programas de transferência condicionada (CCT) consolidados e expandidos sob a administração do ex-presidente brasileiro Luiz Inácio Lula da Silva (2003-2010) também desempenharam papel importante<sup>1</sup>. Não obstante

---

1 CCT são transferências monetárias diretas fornecidas a famílias pobres sob a condição de garantir que as crianças e adolescentes frequentem a escola e que lhes sejam fornecidos os requisitos básicos de saúde. Estas condições tentam tanto reduzir a pobreza em curto prazo por meio de transferências diretas de dinheiro, como combater a pobreza em longo prazo, investindo no capital humano das pessoas pobres (ver, por exemplo, Fiszbein *et al.*, 2009).

muitas observações críticas – focando, principalmente, os altos custos relacionados<sup>2</sup>, os CCT receberam reconhecimento por parte das instituições internacionais e foram entusiasticamente adotados por muitos países como um importante instrumento de política social (HALL, 2006). O “Bolsa Família” é agora o maior destes esquemas no mundo: ele fora orçado em R\$ 8,3 bilhões (equivalente a quase 0,4% do PIB) em 2006, e abrangeu cerca de 11 milhões de famílias (aproximadamente 46 milhões de pessoas) no mesmo ano (LINDERT *et al.*, 2007). Como resultado de seu excelente direcionamento, os benefícios do programa representaram algo entre 21% e 16% do total da queda da desigualdade brasileira desde 2001 (SOARES, 2012). A diminuição da desigualdade tem sido crucial para a redução da pobreza (sendo responsável por metade da variação total entre 2001 e 2009) e, certamente, por tornar o crescimento mais amigável para os pobres (LÓPEZ-CALVA e ROCHA, 2012).

A recente tendência em termos de alterações na desigualdade é única em relação ao que está sendo experimentado nos países companheiros do Brasil no BRICS: Rússia, Índia, China e África do Sul (OECD, 2011). Entretanto, enquanto há uma literatura considerável sobre a desigualdade e distribuição de renda no Brasil (tanto isoladamente quanto sob uma perspectiva comparativa; ver, por exemplo, World Bank, 2004 e suas referências) relativamente pouco trabalho fora feito em termos de analisar mudanças no formato da distribuição de renda no Brasil na última década. De fato, as evidências mencionadas acima se baseiam fortemente em medidas resumidas de desigualdade e não na forma total da distribuição do rendimento. Como percebido por Morris *et al.* (1994), medidas padrão de desigualdade podem sugerir um determinado resultado em termos de mudança da desigualdade – por exemplo, uma queda no coeficiente de Gini ou índice de Theil –, implicando num padrão radicalmente diferente de mudança de distribuição. Em particular, eles não podem captar aspectos como multimodalidade e polarização.

Buscando entender exatamente *como* a desigualdade da renda caiu no Brasil na última década, este artigo aplica o método de “distribuição relativa” introduzido por Handcock e Morris (1998, 1999) para descrever padrões de mudanças que ocorreram ao longo de toda a distribuição de renda das famílias brasileiras. Para este fim, utilizamos levantamento de dados

---

2 Para uma análise ver, em especial, Coggiola (2010).

sobre a renda (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD) abrangendo 2001 a 2011 e cobrindo um grande número de famílias ao longo de todas as unidades federativas do Brasil.

O restante deste artigo está estruturado da seguinte forma: a Seção 2 apresenta dados e metodologia; a Seção 3 detalha os resultados e as descobertas; a Seção 4 conclui e desenha algumas implicações políticas.

## **Dados e Metodologia**

Utilizamos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 2001 a 2011<sup>3</sup>. A PNAD foi realizada todos os anos em setembro – exceto em 2010 – pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e é nacionalmente representativa em nível de cada Estado. Entretanto, até 2003 a PNAD não era representativa para as áreas rurais da região Norte (salvo o Estado do Tocantins). Portanto, a fim de manter uma série temporal comparável, estas áreas foram excluídas dos dados PNAD de 2004 em diante. Desta forma, nossas amostras têm, em média, aproximadamente 107 mil observações por ano.

Todos os cálculos têm como base a renda familiar total, expressa em Reais (R\$). Os valores atuais foram deflacionados pelo índice de preços ao consumidor (série anual com base em 2005) relatados pelo OECD<sup>4</sup>. Além disso, as rendas foram equalizadas para diferenças no tamanho das famílias<sup>5</sup>, e ponderadas usando pesos de amostragem apropriados fornecidos pela equipe do IBGE.

A tabela 1 fornece medidas resumidas para rendas familiares anuais de 2001 a 2011.

Além do crescimento das rendas médias e medianas, a característica mais notável é a de que as cotas de renda dos percentuais mais pobres da população aumentou sua média entre aproximadamente 2% e 3% por ano no período examinado, ao contrário daquilo observado para os percentu-

---

3 Dados disponíveis em <http://www.ibge.gov.br/english/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2011/default.shtm>

4 Disponível em <http://stats.oecd.org/>

5 Aqui adotamos uma escala simples de equivalência que é mais comumente usada em estudos internacionais (por exemplo, Atkinson et al., 1995), na qual a renda familiar total é dividida pela raiz quadrada do número de membros na família.

**Tabela 1 - Medidas resumidas da renda familiar brasileira, 2001 a 2011.**

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2011
Tamanho da amostra	99,538	102,500	104,013	106,698	110,889	112,740	110,827	110,836	113,653	102,018
Média	74.7	879.8	837.6	851.1	883.5	940.3	969.4	1,017.3	1,034.4	1,083.9
Mediana	462.7	467.2	458.5	480.9	500.0	543.0	570.6	613.4	627.1	672.7
Cota da renda										
5% inferior	0.4	0.4	0.4	0.4	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5
10% inferior	1.2	1.2	1.2	1.3	1.4	1.3	1.5	1.4	1.5	1.5
20% inferior	3.2	3.3	3.4	3.6	3.8	3.8	3.9	4.0	4.0	4.3
20% superior	61.1	60.8	60.0	59.0	58.8	58.3	57.4	56.9	56.3	55.4
10% superior	44.8	44.5	43.6	42.7	42.8	42.4	41.4	41.0	40.5	39.8
5% superior	31.5	31.1	30.5	29.9	29.8	29.6	28.8	28.5	28.2	27.7
Indicadores de desigualdade										
Gini	0.562	0.557	0.549	0.538	0.535	0.529	0.520	0.514	0.509	0.498
Theil	0.630	0.626	0.594	0.577	0.572	0.560	0.537	0.525	0.519	0.495

Fonte: cálculo dos autores sobre os dados de renda familiar ponderados da PNAD.

ais mais ricos, cujas cotas diminuíram cerca de 1% ou mais. Em relação à desigualdade, as melhorias também foram visíveis: os índices Gini e Theil exibiram aproximadamente o mesmo perfil temporal, mostrando uma diminuição média anual somando respectivamente 1% e 2%.

Ao investigar a recente experiência de desigualdade da sociedade brasileira, buscamos entender como a desigualdade diminuiu observando *por trás* das medidas resumidas habituais e examinando de perto o padrão real de mudança de distribuição. Para tal, utilizamos a abordagem de *distribuição relativa* introduzida por Handcock e Morris (1998, 1999)<sup>6</sup>.

6 Esta técnica é muito semelhante em espírito àquelas desenvolvidas na economia

Para nossos fins, a “distribuição relativa” é definida como a razão entre a densidade de rendimento no ano de comparação com a densidade de renda no ano de referência avaliada em cada decil da distribuição de renda, e pode ser interpretada como a fração de famílias na população de comparação que se enquadra em cada decil de renda de referência. Isto nos permite identificar e localizar mudanças que ocorreram ao longo de toda a distribuição de renda das famílias brasileiras. Em especial, quando a fração da população de comparação em um decil é maior (menor) do que a fração no ano de referência, a distribuição relativa será maior (menor) do que 1. Portanto, desta forma podemos distinguir entre crescimento, estabilidade ou declínio em pontos específicos da distribuição de renda.

Uma das maiores vantagens deste método é a possibilidade de decompor a distribuição relativa em mudanças na localização, normalmente associadas a mudanças na mediana (ou média) da distribuição da renda e as mudanças no formato (incluindo diferenças na variância, assimetria e/ou outras características da distribuição) que possam estar ligadas a diversos fatores como, por exemplo, a polarização. Para formalizar, considere  $r$  a classificação de percentual que um valor de renda  $y$  da amostra de comparação tem no ano de referência<sup>7</sup>. A decomposição da distribuição relativa para o ano de comparação, digamos  $g_t(r)$ , pode ser escrita como

$$g_t(r) = \underbrace{\frac{f_t(y)}{f_0(y)}}_{\text{Distribuição relativa geral}} = \underbrace{\frac{f_{0,L}(y)}{f_0(y)}}_{\text{Efeito de localização}} \times \underbrace{\frac{f_t(y)}{f_{0,L}(y)}}_{\text{Efeito de forma}}, \quad 0 < r \leq 1, \quad (1)$$

onde  $f_{0,L}(y) = f_0(y + \rho)$  é a função de densidade ajustada por uma mudança de aditivo com o mesmo formato da distribuição de referência,  $f_0(y)$ , mas com a mediana de comparação  $f_t(y)$ <sup>8</sup>. O valor  $\rho$  é a diferença entre as medianas

por Juhn et al. (1993), Di Nardo et al. (1996), Lemieux (2002), Jenkins e VanKerm (2005) e Machado e Mata (2005). Para uma introdução sistemática ao método de distribuição relativa, indicamos ao leitor os trabalhos acima mencionados de Handcock e Morris. Ver também Hao e Naiman (2010: cap.5).

7 Em termos mais gerais, cada distribuição pode ser quebrada em diversos números de quantis (até o número de observações na amostra).

8 O ajuste mediano foi preferido aqui para o ajuste médio devido aos inconvenientes bem conhecidos da média quando as distribuições são distorcidas.

de comparação e as distribuições de referência. Se as últimas duas distribuições possuírem a mesma mediana, a taxa de densidade para diferenças de localização é uniforme em  $[0, 1]$ . Reciprocamente, se as duas distribuições possuírem medianas diferentes, o “efeito de localização” vai aumentando (diminuindo) em  $r$  se a mediana de comparação for maior (menor) do que a de referência. O segundo termo, que é o “efeito de forma”, representa a densidade líquida relativa do efeito de localização e é útil para isolar movimentos (redistribuição) ocorridos entre as populações de referência e comparação. Por exemplo, pode-se observar uma função de efeito de forma junto a algum tipo de padrão em formato de U (invertido) se a distribuição da comparação for relativamente (menos) mais dispersa em torno da mediana do que a de ajuste de localização. Logo, é possível determinar se há polarização da distribuição de renda (aumento em ambas as extremidades), “rebaixamento” (aumentos na extremidade inferior), “aprimoramento” (aumentos na extremidade superior) ou convergência de rendas em direção à mediana (diminuições em ambas as extremidades).

Esta abordagem também inclui um índice de *polarização relativa da mediana* (MRP), que é baseado em mudanças no formato da distribuição de renda para conseguir a polarização. Este índice é normalizado para que varie entre -1 e 1, com 0 representando nenhuma alteração na distribuição de renda relativa no ano de referência. Valores positivos representam mais polarização – isto é, aumento nas extremidades da distribuição, e valores negativos representam menos polarização – isto é, convergência em direção ao centro da distribuição. O índice MRP para o ano de comparação pode ser estimado como (MORRIS *et al.*, 1994: p. 217)

$$\text{MRP}_t = \frac{4}{n_t} \left( \sum_{i=1}^{n_t} \left| r_i - \frac{1}{2} \right| \right) - 1, \quad (2)$$

onde  $r_i$  é a proporção das rendas de referência ajustadas medianas, que são menores do que a  $i^{\text{a}}$  renda da amostra do ano de comparação, para  $i = 1, \dots, n_t$ , que é o tamanho da amostra da população de comparação.

O índice MRP pode ser aditivamente decomposto nas contribuições para polarização geral feitas pelas metades superiores e inferiores da distribuição relativa ajustada mediana, permitindo que se diferencie o rebaixamento do aprimoramento. Em termos de dados, o índice da *menor polarização relativa* (LRP) e o índice da *maior polarização relativa* (URP) podem ser calculados como segue

$$LRP_t = \frac{8}{n_t} \left[ \sum_{i=1}^{n_t/2} \left( \frac{1}{2} - r_i \right) \right] - 1, \tag{3}$$

$$URP_t = \frac{8}{n_t} \left[ \sum_{i=n_t/2+1}^{n_t} \left( r_i - \frac{1}{2} \right) \right] - 1, \tag{4}$$

com  $MRP_t = \frac{1}{2}(LRP_t + URP_t)$ . Assim como MRP, LRP e URP varia de -1 a 1, sendo igual a 0 quando não houver mudança.

Como no caso da decomposição de localização e forma, é possível ajustar a distribuição relativa para mudanças na distribuição de outras covariáveis (ou seja, variáveis de controle que variam por população). A técnica de ajuste de covariáveis pode ser usada para separar os impactos de mudanças na composição da população para mudanças na relação de respostas de covariáveis. Esta decomposição de acordo com covariáveis baseia-se na definição de uma distribuição contrafactual para a variável de resposta na população de referência que é *ajustada por composição* a fim de ter a mesma distribuição de covariáveis da população de comparação.

Suponha, por simplicidade, que a covariável  $Z$  é categórica<sup>9</sup>. Deixe  $\{\pi_k^0\}_{k=1}^K$  e  $\{\pi_k^t\}_{k=1}^K$  onde  $K$  é o número de categorias da covariável, denotar as funções de massa de probabilidade de  $Z$  para populações de referência e comparação, ou seja, sua composição de acordo com a covariável. Para comparações condicionais da variável de resposta  $Y$  entre as duas populações, pode-se considerar a densidade de  $Y_0$  considerando que  $Z_0 = k$ ,

$$f_{Y_0|Z_0}(y|k), \quad k = 1, \dots, K, \tag{5}$$

e a densidade de  $Y_t$ , contanto que  $Z_t = k$

$$f_{Y_t|Z_t}(y|k), \quad k = 1, \dots, K. \tag{6}$$

---

<sup>9</sup> As extensões para covariáveis contínuas e multivariadas são consideradas em Handcock e Morris (1999: cap. 7).

Estas entidades representam a relação de respostas covariáveis. As densidades marginais de  $Y_0$  e  $Y_t$  podem ser escritas, respectivamente, como

$$f_0(y) = \sum_{k=1}^K \pi_k^0 f_{y_0|z_0}(y|k) \quad (7)$$

e

$$f_t(y) = \sum_{k=1}^K \pi_k^t f_{y_t|z_t}(y|k). \quad (8)$$

Logo, a distribuição contrafactual junto à composição covariável da população de comparação e a relação de respostas covariáveis da população de referência é

$$f_{0,c}(y) = \sum_{k=1}^K \pi_k^t f_{y_0|z_0}(y|k), \quad (9)$$

e pode ser usada para decompor a distribuição relativa geral em um componente que represente o efeito de mudanças na distribuição marginal da covariável (o “efeito de composição”) e um componente que represente as mudanças na relação de respostas covariáveis (o “efeito residual”). A decomposição pode ser representada nos seguintes termos

$$g_t(r) = \underbrace{\frac{f_t(y)}{f_0(y)}}_{\text{Distribuição relativa geral}} = \underbrace{\frac{f_{0,c}(y)}{f_0(y)}}_{\text{Efeito de composição}} \times \underbrace{\frac{f_t(y)}{f_{0,c}(y)}}_{\text{Efeito residual}}, \quad 0 < r \leq 1. \quad (10)$$

Comparação de  $f_t(y)$  para  $f_{0,c}(y)$  - ou seja, o efeito residual - mantém constante a composição da população e, portanto, isola a distribuição de renda devido ao fato de que retorna à covariável selecionada alterada ao longo do tempo. Ao contrário,  $f_{0,c}(y)$  e  $f_0(y)$  possuem a mesma relação de resposta covariável e a comparação entre elas - ou seja, o efeito de composição - isola as alterações devido à diferente composição da população sob a suposição de que a distribuição condicional de renda permanece inalterada.

## Resultados Empíricos

### Mudanças na distribuição de renda das famílias brasileiras

A Figura 1(a) apresenta estimativas de densidade de kernel sobre a renda familiar total nas duas extremidades finais do período entre 2001 e 2011<sup>10</sup>.

À primeira vista, observamos um deslocamento para a direita de toda a distribuição, o que implica em um aumento na renda mediana deste período. O incremento na mediana pode ser explicado pelo declínio substancial na massa nas faixas mais baixas de renda média, e na concomitante disseminação de rendimentos na metade superior da distribuição. Há também uma alteração significativa no formato, especialmente na faixa de renda média: a densidade de 2011 revela de fato evidência clara de multimodalidade, enquanto a densidade de 2001 é quase unimodal. Conforme mostrado em PITTAU e ZELLI (2006), o aparecimento de mais de um modo (e o espaço entre eles) na distribuição da renda familiar pode ser interpretado como um aumento na polarização.

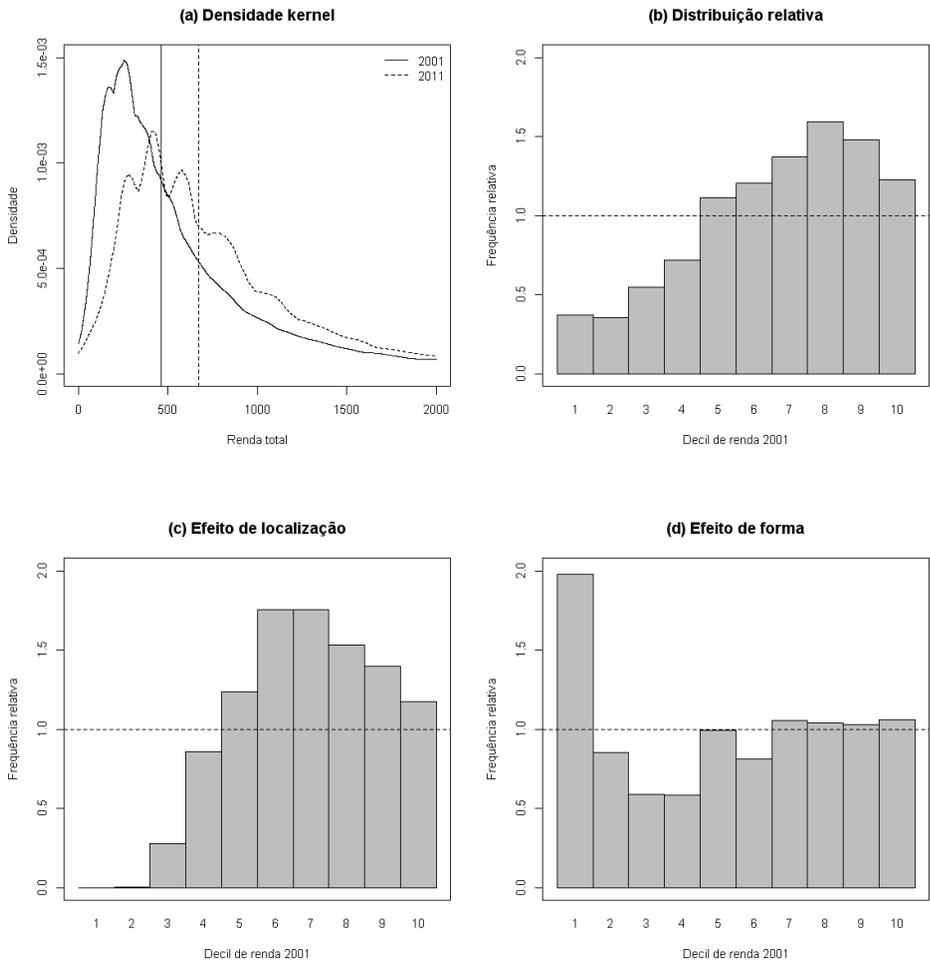
Uma visão mais aprofundada é fornecida pela distribuição relativa, que diretamente compara as duas densidades de renda<sup>11</sup>. A Figura 1(b) mostra a fração de famílias em 2011 que se enquadram em cada decil da distribuição de renda de 2001<sup>12</sup>. A distribuição relativa é quase monotônica em seu aumento, implicando, portanto, uma diminuição da massa das famílias abaixo do rendimento mediano de 2001 no período considerado. Mais

---

10 Para lidar com escassez de dados, as duas densidades foram obtidas mediante o uso de um estimador adaptativo de kernel com uma estimativa de plugin de Silverman para a largura de banda piloto (ver, por exemplo, Van Kerm, 2003). A vantagem deste estimador é que ele não suaviza a distribuição nas zonas de concentração de alta renda, enquanto mantém a variabilidade de estimativas baixa onde os dados são escassos – como, por exemplo, nas faixas de renda mais altas.

11 Ao longo de toda esta comparação, contamos com o pacote estatístico R *reldist* (Handcock, 2011) para implementar o método de distribuição relativa.

12 Escolhemos 2001 como o ano de referência ao longo da análise. Escolher um ano de referência alternativo seria mudar a visão fornecida pelos gráficos de distribuição relativa e o valor dos índices de polarização relativa em cada ano, mas não afetaria as comparações anuais que são de interesse aqui (Morris et al., 1994: p. 210). Além disso, usar 2001 como ano de referência permite examinar a extensão mais longa disponível na série PNAD para o Brasil.



**Figura 1: Mudanças na distribuição de renda das famílias brasileiras entre 2001 e 2011. No painel (a), rendas nas camadas superiores das distribuições foram truncadas para uma melhor apresentação do gráfico, onde as linhas verticais denotam as medianas das duas amostras.**

especificamente, a distribuição relativa é inferior a 1 abaixo do 5º decil e superior a 1 acima do mesmo. Isto significa que, se escolhermos qualquer decil entre o 1º e o 4º na distribuição de 2001, a fração de famílias em 2001 que recebeu uma quantia de renda correspondente ao decil escolhido é inferior à fração análoga em 2001. Entretanto, o aumento da renda entre 2001 e 2011 também afetou positivamente as famílias na metade superior da distribuição: o pico de 1,6 está em torno do 8º decil, o que significa que

as famílias em 2011 estão aproximadamente 60% mais propensas a cair no nível de renda de 2001, correspondendo ao 8º decil, do que as famílias em 2001.

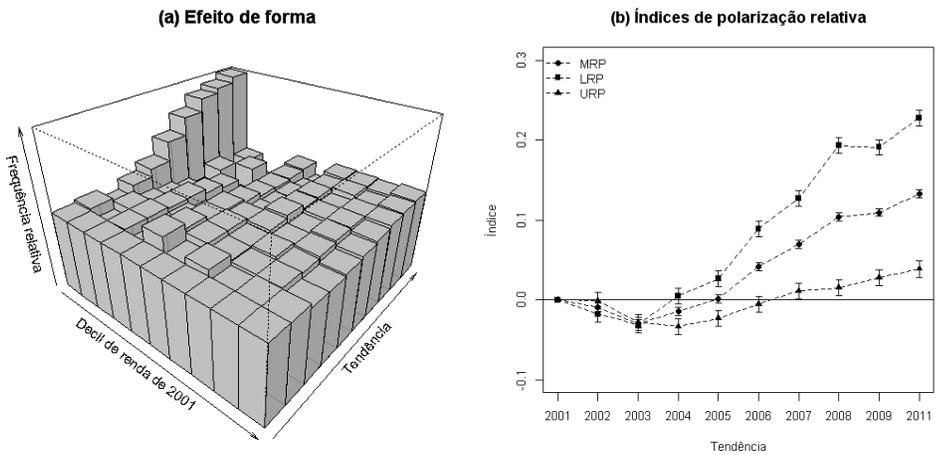
Para obter uma imagem mais detalhada, vamos decompor a distribuição relativa em efeitos de localização e forma. A Figura 1(c) apresenta o efeito apenas devido ao deslocamento médio, isto é, o padrão que a distribuição relativa teria apresentado se não houvesse alteração no formato distribucional, mas apenas uma mudança de localização da distribuição. Uma vez que o desvio médio é positivo, o efeito de localização reduz a participação das famílias nos decis inferiores e aumenta as mais superiores confirmando, portanto, nossa observação anterior. A Figura 1(d) mostra o efeito de forma, que representa a distribuição líquida relativa da influência média. A impressão visual que se tem da figura acima indica uma mudança marcada para rendimentos abaixo da média, com um declínio da massa entre aproximadamente o 2º e o 6º decil e um aumento importante da fração de famílias no decil mais pobre da distribuição. Isto significa que, enquanto a grande maioria das famílias teve um crescimento em sua renda real, a fração mais pobre das mesmas não acompanhou o restante da população. Pelo contrário, a parte superior da distribuição relativa não apresenta mudanças significativas, além de um ligeiro aumento da massa do 7º decil em diante.

O método de distribuição relativa nos permite também analisar como a redistribuição de renda entre as famílias aconteceu entre 2001 e 2011. Para cada ano dentro deste período, a Figura 2(a) mostra o efeito de forma das distribuições relativas de renda familiar usando 2001 como o ano de referência<sup>13</sup>.

Seguindo o gráfico através de cada ano consecutivo, tem-se a impressão imediata de que a fração de famílias nos níveis de renda inferiores aumentou de forma consistente em meados da década de 2000, enquanto a fração nos níveis médios e superiores diminuiu. Entretanto, no final da primeira década de 2000, um crescimento moderado nos níveis de renda superiores é também aparente, o que indica que a distribuição começa a se polarizar.

---

13 A distribuição relativa e, portanto, seu efeito de forma, é por definição plana no ano de referência (Morris et al., 1994: p. 211).



**Figura 2: Tendência da distribuição relativa no Brasil, 2001 a 2011. No painel (b), os intervalos de confiança pontuais, mostrados por barras de erros, são indicados para a hipótese nula de nenhuma mudança em relação ao ano de referência, ou seja, que o índice é igual a 0.**

Uma conexão entre o que observamos na análise gráfica e a quantificação do grau de polarização é produzida pelos índices relativos de polarização. Estes índices podem ser usados para acompanhar as mudanças na forma de distribuição de renda ao longo de todo o período de 2001 a 2011 através da medição da magnitude e direção de diferenças entre a distribuição em cada ano consecutivo e no ano de referência de 2001. A figura 2(b) traça o conjunto de três índices, calculado a partir dos dados da PNAD usando Equações (2)-(4)<sup>14</sup>. O índice MRP inicialmente cai, indicando uma pequena, embora significativa, convergência na renda durante o início dos anos 2000. Após isto, entretanto, o índice sobe consistentemente, se tornando significativamente positivo após 2005. Os índices LRP e URP acompanham o MRP bem de perto durante todo o período de tempo. O índice LRP cai até 2003, indicando convergência significativa da parte inferior da distribuição de renda para o meio. Em 2004, o índice sobe quase abruptamente (e consistentemente) até o fim do intervalo de tempo, embora não alcançando significância imediatamente – porque está aumentando de níveis mais baixos – mas apenas de 2005 em diante. Uma história semelhante pode ser contada para o índice URP. Aqui também, a primeira parte

<sup>14</sup> Por definição, o valor dos três índices é sempre igual a 0 no ano de referência (Morris et al., 1994: p. 209).

do período traz algum movimento da metade superior da distribuição de renda para o meio, o valor do URP permanece significativamente negativo durante a primeira metade dos anos 2000. Ao contrário, em 2007, ele começa a subir e se torna significativamente positivo, indicando que uma melhoria na distribuição também ocorreu na segunda metade dos anos 2000.

Em suma, em vez de ser apenas uma história de desigualdade em declínio, as recentes mudanças na distribuição de renda brasileira trazem uma história de polarização. Na verdade, somos capazes de documentar uma tendência de desvalorização em torno de meados dos anos 2000 e, em 2007, o surgimento de um padrão mais marcante de polarização. Este último, no entanto, não é simétrico, como o índice de PRL é sempre mais positivo do que o URP, indicando mais polarização na parte inferior do que na parte superior da cauda.

### **Alterações na distribuição de renda condicionada por região**

Como recentemente mostrado em PORTO JUNIOR e FIGUEIREDO (2012; mas ver também BARROS, 2011), a compatibilidade entre diminuição da desigualdade de renda e aumento da polarização no contexto brasileiro pode ser explicada pela existência de uma heterogeneidade espacial marcada em termos de renda: levando em consideração a divisão Norte-Sul de longa data no Brasil, com as regiões Sul e Sudeste mais ricas mostrando indicadores socioeconômicos muito melhores do que as regiões Norte e Nordeste mais pobres<sup>15</sup>, os autores concluíram que a recente redução da desigualdade na distribuição geral de renda do país refletiu uma combinação de aumento nas diferenças de localização entre as distribuições dos dois grupos de regiões e diminuição de dispersões dentro delas, que

---

15 Com base em dados do censo do IBGE, Pierobelli et al. (2012) estimou que os estados localizados nas regiões Norte e Nordeste do país eram responsáveis, respectivamente, por cerca de 5% e 13,5% do PIB total em 2009 e 8,3% e 27,8% da população total. No mesmo ano, os estados localizados nas regiões Sudeste e Sul do país representavam cerca de 55,3% e 16,5% do total do PIB e 42,1% e 14,4% da população total. Para os estados localizados na região Centro-Oeste, as participações foram de respectivamente 9,6% e 7,4%. Esta imagem de concentração tinha sido quase estável também nos anos mais recentes, apesar de algumas pequenas mudanças ocorridas nas participações regionais – especificamente, a região Centro-Oeste foi a que ganhou maior participação no PIB, enquanto a região Sudeste foi a que perdeu mais.

são as características do processo de polarização<sup>16</sup>. Portanto, para interpretar ainda mais a tendência de polarização das rendas familiares brasileiras é útil analisar as mudanças que ocorreram nas distribuições condicionais por região ao longo do período de observação. Isto é o que fazemos nesta seção, seguindo a divisão brasileira do IBGE em cinco macrorregiões, ou seja, Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul<sup>17</sup>.

As estatísticas resumidas de cada região estão relatadas no Anexo, tabelas A.1 a A.5. Estas estatísticas resumem alguns fatos conhecidos (IBGE, diversos anos): como se a população em geral, o aumento da renda média e mediana e a melhoria na posição relativa dos percentuais inferiores que ocorreram em cada região brasileira ao longo da última década foram acompanhados por uma redução na desigualdade. Mas, enquanto sugerindo importantes explicações possíveis para a mudança de distribuição, as estatísticas relatadas não captaram as outras alterações ocorridas. Em particular, as principais questões são insinuadas, mas não facilmente quantificadas usando as medidas padrões destas. Até que ponto são as diferenças captadas pelas simples mudanças de localização? Existem evidências de polarização crescente? Estão as extremidades superior e inferior das distribuições mudando de forma semelhante? Conforme discutido nas seções anteriores, os métodos de distribuição relativa são bem adequados para estas questões.

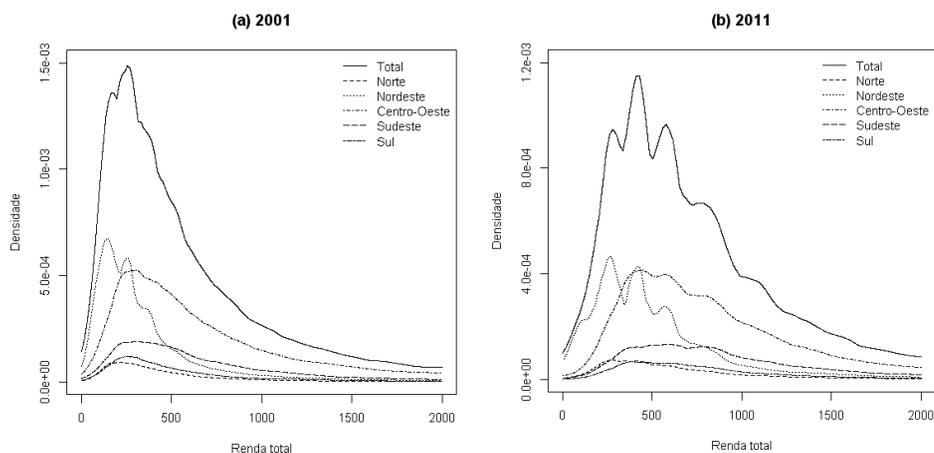
A Figura 3 traça as estimativas de densidade de Kernel de 2001 e 2011 da renda familiar para a população como um todo (linha contínua), junto

---

16 Seguindo Esteban e Ray (1994), a polarização entre dois grupos é consequência de uma combinação de dois fatores: aumento da “identificação” (normalmente associada à diminuição de variações dentro do grupo, ou seja, os membros de cada grupo se aglutinam) e aumento da “alienação” (normalmente associada ao aumento de diferenças entre grupos em localização, ou seja, os dois grupos se tornam mais distintos). Visto neste contexto, polarização é diferente de tendências na desigualdade global, que é uma função monotonicamente crescente de diferenças absolutas de localização entre grupos e de dispersões dentro dos grupos, ambos os quais podem mudar em qualquer direção – reduzindo ou aumentando a desigualdade como convencionalmente medida – com a polarização crescente. Ver também Wolfson (1994), Duclos et al. (2004) e Foster e Wolfson (2010) sobre a distinção entre o conceito de polarização e a noção habitual de desigualdade.

17 Ver: [http://www.ibge.gov.br/english/geociencias/geografia/default\\_div\\_int.shtm](http://www.ibge.gov.br/english/geociencias/geografia/default_div_int.shtm).

com as densidades regionais (linhas tracejadas)<sup>18</sup>.



**Figura 3: Densidade geral e densidades regionais, 2001 e 2011. Rendas nas faixas superiores das distribuições foram truncadas para melhor apresentação dos gráficos.**

Tanto em 2001 quanto em 2011, o formato da densidade geral foi essencialmente influenciado pela distribuição de renda de famílias vivendo na região Nordeste do Brasil (linhas pontilhadas), que passou de uma forma bimodal, em 2001, a uma forma aproximadamente trimodal em 2011. Uma diminuição no número de famílias com baixa renda entre 2001 e 2011 é também evidente em cada densidade regional. Ao mesmo tempo, mudanças de localização parecem ter contribuído substancialmente para mudanças na distribuição de renda geral: o aumento nas rendas médias e medianas em cada região mudou a densidade de massa (tanto no nível agregado quanto no regional) para a direita; em particular, o movimento da distribuição de renda das famílias vivendo na região Centro-Oeste (linhas ponto-tracejadas) se destacam como tendo feito a maior contribuição para o crescimento da extremidade superior da densidade total.

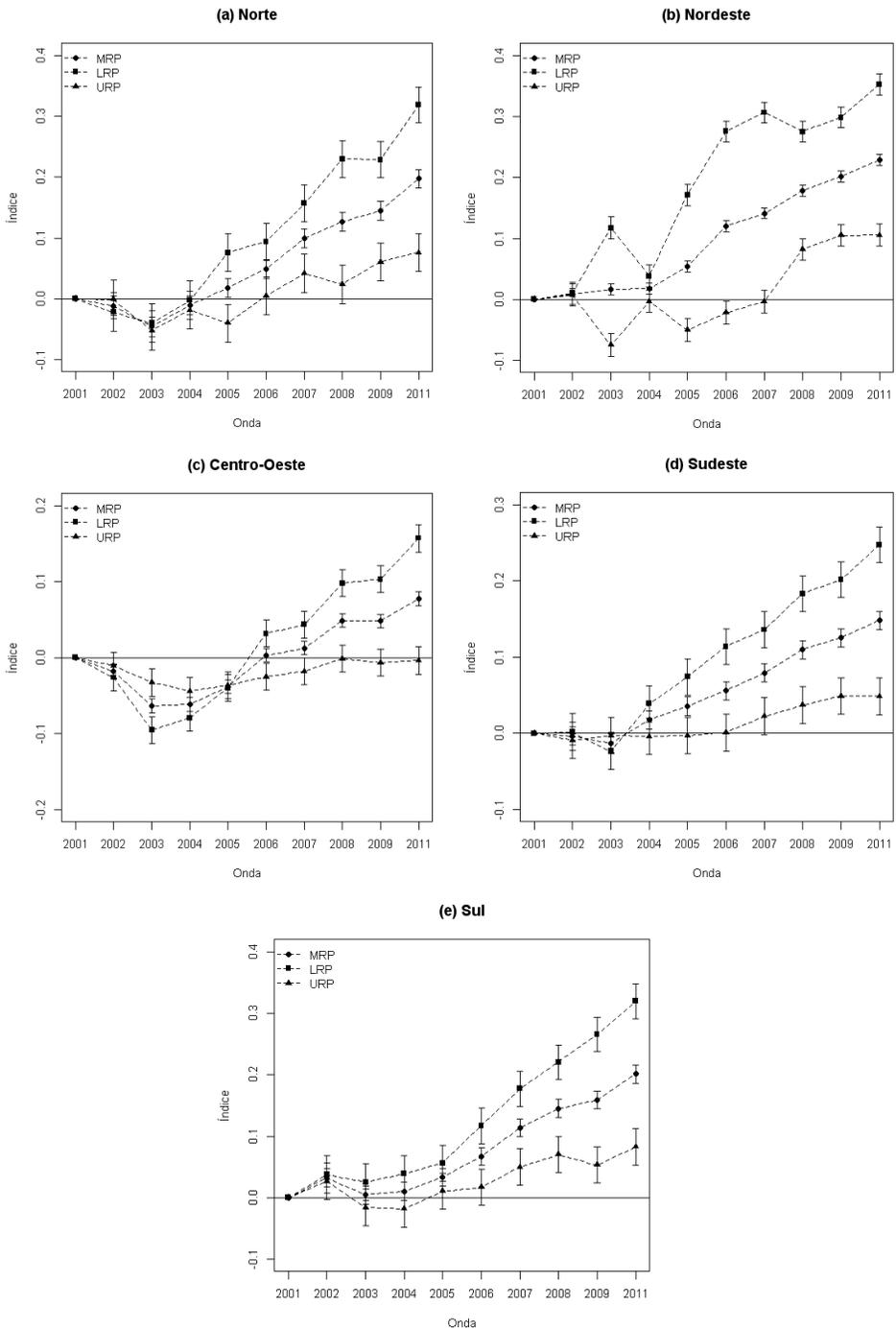
Para investigar o grau de polarização ao longo do tempo, usamos ajuste mediano e obtivemos os índices de polarização relativa para cada região

18 A densidade para cada região a cada nível de renda foi multiplicada pela parte da população da região, de modo que a soma ponderada das densidades regionais se some à densidade populacional de acordo com as Equações (7) e (8).

de forma semelhante à apresentada na Seção 3.1. Devido às comparações concentrarem-se nas diferenças entre as distribuições dos rendimentos específicos de região em cada ano sucessivo e àquelas do ano de referência de 2001 após ajuste para a mediana, estas medidas isolam os efeitos de redistribuição que não são devidos a mudanças de localização. A Figura 4 traça o conjunto de três índices para rendas familiares de cada região: índice MRP, índice LRP e índice URP. Novamente, um aumento no índice MRP indica crescimento da polarização nas rendas. Um aumento do índice LRP indica movimento de crescimento em direção aos níveis de renda inferiores, enquanto um aumento no índice URP indica movimento de crescimento em direção aos níveis de renda bastante superiores. Declínios nos índices indicam convergência para os níveis de renda média. Os intervalos de confiança pontuais de 95% para o índice de MRP e os índices LRP e URP são indicados para a hipótese nula de nenhuma alteração em relação ao ano de referência (ou seja, que o índice é igual a 0).

Em três das cinco regiões (Norte, Centro-Oeste e Sudeste), o MRP cai inicialmente, apesar de nem sempre ser significativo, indicando que uma pequena convergência em direção ao meio das distribuições de ambos os níveis alto e baixo aconteceu durante os anos iniciais. Depois disso, os índices de MRP são todos significativamente positivos, especialmente na segunda metade dos anos 2000, o que indica que a distribuição de renda familiar de cada região está começando a polarizar. Para as regiões Nordeste e Sul, em vez disso, o índice MRP se torna significativamente positivo quase desde o início.

Em todos os casos, o crescimento de polarização resulta de um aumento significativo da polarização na extremidade inferior de cada distribuição: o índice LRP é sempre maior, indicando movimento de queda na metade inferior da distribuição de renda, enquanto o índice URP indica algum movimento significativo, embora variável, em direção aos níveis de renda superiores apenas nos últimos anos do período de tempo considerado. Este padrão de polarização parece ser ligeiramente diferente para famílias vivendo na região Centro-Oeste, onde a degradação distinta não é compensada por uma convergência significativa na extremidade superior durante os últimos anos.



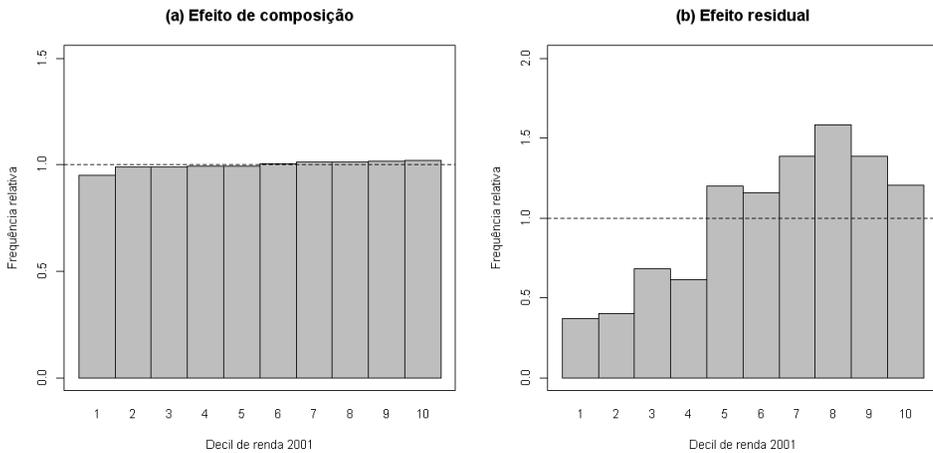
**Figura 4: Índices de polarização relativa por região, 2001 a 2011.**

## Decomposição por características populacionais rurais/urbanas

Embora o Brasil tenha avançado na redução da desigualdade de renda (e pobreza) ao longo dos últimos quinze anos, a intensidade da queda não foi uniforme ao longo da dimensão rural/urbana. Por exemplo, Kageyama e Hoffman (2006) e Helfand *et al.* (2009) mostram que a desaceleração constante da desigualdade, particularmente significativa a partir de 2001, foi mais acentuada nas áreas rurais do que nas zonas urbanas, e um padrão semelhante é observado ao examinar os indicadores de pobreza. O aumento e melhor direcionamento das transferências sociais em relação ao mesmo período, com a adoção e expansão de programas de CCT para as pessoas pobres que vivem em áreas rurais, são normalmente citados pela comunidade científica como uma das explicações pertinentes para as disparidades observadas nos níveis de desigualdade e pobreza entre as famílias rurais e urbanas (ver, por exemplo, Ferreira *et al.*, 2010, e Pero e Szman, 2010).

Para demonstrar essa heterogeneidade espacial dos resultados de bem-estar em nosso estudo sobre o padrão da mudança distribucional no Brasil durante os anos 2000, procedemos desconsiderando a análise de famílias rurais/urbanas e usando a técnica de ajuste covariável descrita na Seção 2 para determinar se as diferenças no perfil de renda rural/urbana entre as populações de referência e comparação explicam algumas das mudanças na distribuição de renda familiar geral. A figura 5 graficamente representa o ajuste da distribuição relativa de 2011 a 2001 (a mesma mostrada na Figura 2(b)) para mudanças na composição rural/urbana.

O painel (a) representa o efeito de composição da população, enquanto o painel (b) representa a distribuição relativa ajustada para composição da renda familiar, sendo esta a distribuição relativa esperada se a composição rural/urbana das populações de 2001 e 2011 tiverem sido idênticas. A Figura 5(a) está bem próxima a uma distribuição uniforme. A implicação é que a diferença na composição rural/urbana entre as duas populações teve pouco efeito na distribuição de renda relativa observada. Houve ligeiras reduções nos decis inferiores e um pequeno crescimento no topo da distribuição associados a esta mudança composicional, mas o aumento da polarização de renda observado não tem sido impulsionado por alterações na composição da população em relação ao covariável rural/urbana. A Figura 5(b) representa a distribuição de renda relativa ajustada para composição.

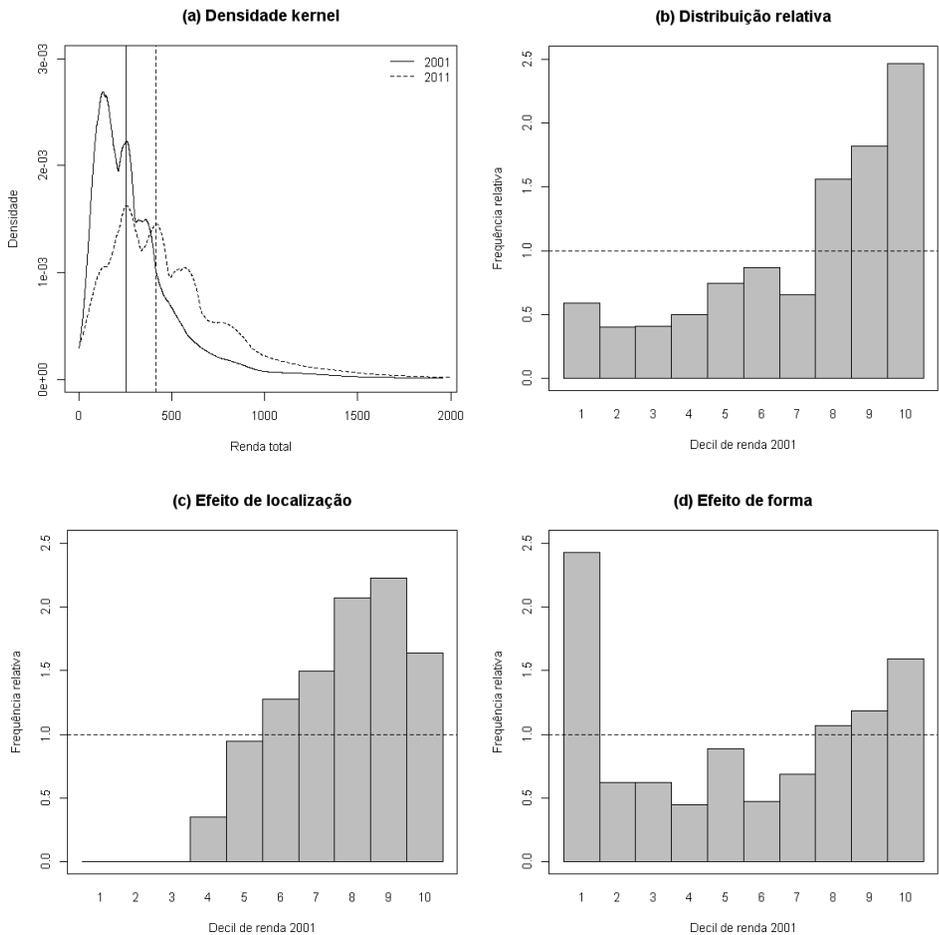


**Figura 5: Ajustando a distribuição relativa de 2011 a 2001 da renda familiar brasileira para características rurais/urbanas.**

Na ausência de um grande efeito da composição, a distribuição ajustada não é muito diferente da distribuição relativa original. A diminuição das rendas médias e baixas ainda é evidente, abrangendo um intervalo entre o 1º e o 4º decil, assim como o substancial aumento da renda em qualquer dos decis acima da mediana. Portanto, a forma da distribuição relativa foi principalmente devido a mudanças nas distribuições de renda condicionadas por áreas de residência rurais/urbanas.

Para analisar o impacto de uma mudança na relação de respostas covariáveis sobre a distribuição de renda geral, prosseguimos formando explicitamente a distribuição relativa para os dois grupos definidos pela covariável categórica, usando também alguns dos métodos descritos nas seções anteriores – a saber, a decomposição de localização/forma e os índices relativos de polarização. As Figuras 6 e 7 comparam as distribuições de renda de 2001 e 2011 para famílias rurais e urbanas, respectivamente.

As sobreposições de densidade para os dois grupos de famílias estão apresentados nos painéis (a) das figuras e as distribuições relativas nos painéis (b). A engrenagem de rendas para famílias rurais é bem aparente. Em 2011, a frequência de famílias nos três decis superiores era de aproximadamente 0,6 a 1,5 vezes maior do que a frequência correspondente de famílias em 2001, e há cerca de 10% a 60% menos domicílios em qualquer um dos decis entre o 1º e o 7º do que em 2001. Para famílias urbanas, a mudança

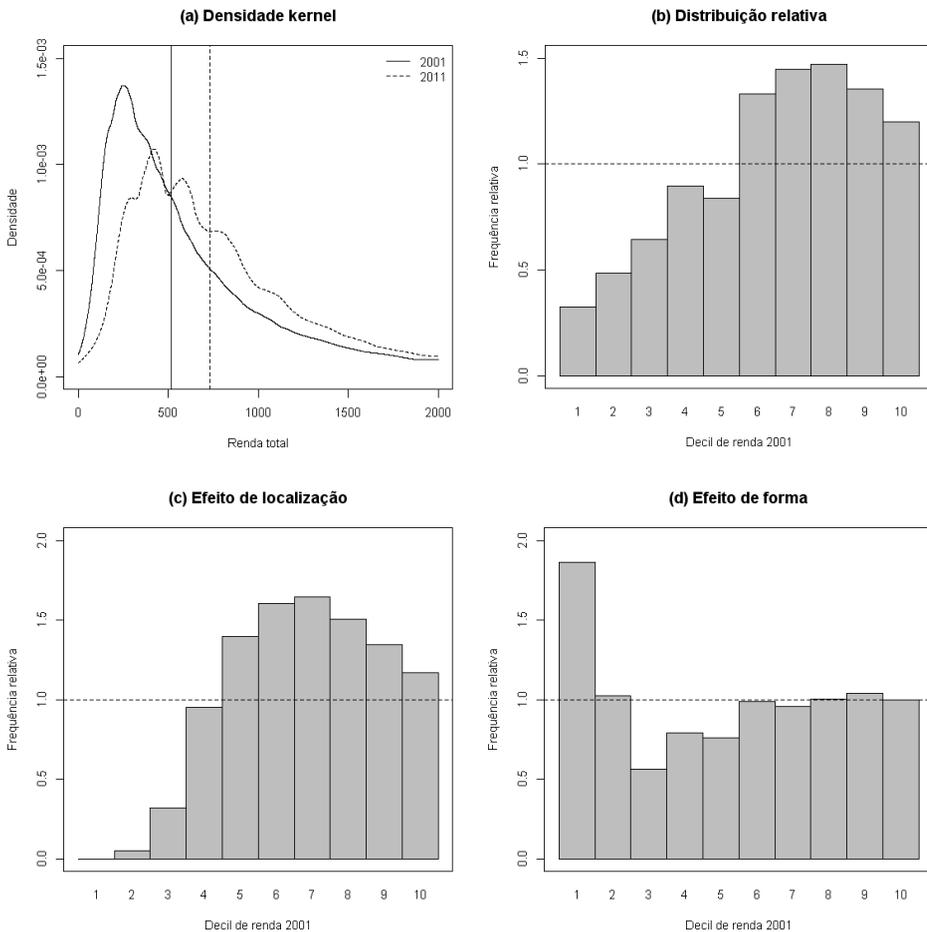


**Figura 6: Mudanças na distribuição de renda brasileira de famílias rurais entre 2001 e 2011. No painel (a), rendas nas camadas superiores das distribuições foram truncadas para melhor apresentação do gráfico, onde as linhas verticais denotam as medianas de duas amostras.**

de distribuição entre 2001 e 2011 assumiu uma forma semelhante. A frequência de famílias na metade superior da distribuição de 2011 aumentou algo como 20% a 50% em relação a 2001, enquanto a frequência de queda das famílias na metade inferior é comparativamente mais pronunciada, variando aproximadamente entre 10% e 70% da frequência correspondente de domicílios na distribuição de referência de 2001.

Os painéis (c) e (d) das mesmas figuras apresentam as decomposições de

localização e forma das distribuições relativas tanto para as famílias rurais quanto para as urbanas. Os efeitos das mudanças medianas eram bastante grandes. Estes isoladamente teriam praticamente eliminado as famílias nos decis mais pobres das distribuições de renda 2001 e colocado uma fração considerável delas na metade superior das distribuições de 2011. Atente-se, contudo, que nenhuma das extremidades das distribuições relativas observadas é bem reproduzida pelas mudanças medianas. Por exemplo, o decil superior da Figura 6(c) tem cerca de 1,6, bem abaixo do valor de 2,5 obser-



**Figura 7: Mudanças na distribuição de renda brasileira de famílias urbanas entre 2001 e 2011. No painel (a), rendas nas camadas superiores das distribuições foram truncadas para melhor apresentação do gráfico, onde as linhas verticais denotam as medianas de duas amostras.**

vado nos dados reais, e o decil inferior da Figura 7(c) é também substancialmente mais baixo do que o observado. Estas diferenças são explicadas pelos efeitos de forma apresentados nos painéis (d), que também são muito amplos. Mesmo sem a mediana mais elevada, a redistribuição entre as famílias rurais teria levado a relativamente mais famílias de baixa renda em 2011, e este efeito se concentrou principalmente no decil mais pobre. A polarização esvaziou o meio da distribuição de renda, com uma perda cumulativa de mais de metade do número de famílias rurais em decis 2 a 7 da distribuição de 2011. Na parte superior da distribuição, no entanto, a redistribuição trabalhou no mesmo sentido da mudança de localização: operando por si só, teria aumentado o número de famílias rurais no decil superior da distribuição de 2011 em aproximadamente 60%. Da mesma forma, para as famílias urbanas, o efeito mais forte estava no decil inferior da distribuição de renda, indicando que mais famílias foram sendo deixadas mais atrás em 2011, eliminando todos os ganhos que possam ter visto em 2001. Por outro lado, ao contrário das famílias rurais, a mudança na forma não teve um efeito tão forte para as famílias urbanas que se juntaram aos decis superiores da distribuição de renda de 2011. Portanto, o crescimento na frequência de famílias cujas rendas as colocaram nos decis superiores da distribuição de 2011 era, agora, em grande parte devido à engrenagem média geral, em vez de devido à polarização.

O tamanho e o sinal dos índices de polarização relativos estimados confirmam a impressão deixada pela representação gráfica. Os índices MRP, LRP e URP para a mudança na forma apresentada na Figura 6(d) são 0,272, 0,322 e 0,194, respectivamente, enquanto que, para o efeito de forma da Figura 7(d), temos 0,124, 0,241 e 0,07. Os valores  $p$  para a hipótese nula de nenhuma mudança em relação à distribuição de referência são estritamente menores que 0,001 para ambos os grupos, exceto para o índice URP da distribuição de renda familiar urbana, que não é significativo nem ao nível de 10% nem ao nível de 5% (valor de  $p = 0,117$ ).

Resumindo, as perdas experimentadas por famílias rurais entre 2001 e 2011 foram exclusivamente devido à polarização, enquanto o crescimento da renda nos decis superiores foi produzido tanto pelos ganhos médios superiores e polarização. A polarização, na extremidade inferior, entretanto, foi bem mais extrema, uma vez que o índice para a extremidade inferior é apreciavelmente maior do que para a superior. Para famílias urbanas, em vez disso, todas as mudanças no formato de distribuição foram devido a

uma maior polarização na extremidade inferior, enquanto o crescimento nos decis de renda acima da mediana da distribuição parece ter sido impulsionado unicamente pela mudança de localização. Coletivamente, estes resultados sugerem que a polarização da extremidade inferior da distribuição geral da renda brasileira teve a contribuição do rebaixamento distinto tanto nas rendas familiares rurais quanto urbanas, enquanto que a melhoria observada nos rendimentos das famílias rurais foi a responsável final pelo crescimento da polarização geral da extremidade superior.

## **Conclusões**

Utilizamos a abordagem de distribuição relativa para analisar mudanças na distribuição de renda familiar brasileira entre 2001 e 2011. Este método fornece um quadro não paramétrico que levou em consideração todas as diferenças de distribuição que pudessem surgir na comparação das distribuições ao longo do tempo. Desta forma, somos capazes de sintetizar várias características da distribuição de renda que não seriam detectadas facilmente a partir de uma comparação das medidas padrão de desigualdade.

O trabalho documenta mudanças relevantes na distribuição de renda brasileira, apesar da significativa queda na desigualdade de renda. A análise de rendas familiares ajustadas por tamanho indica uma engrenagem geral da distribuição, especialmente a partir de 2005, que parcialmente mascara uma tendência de polarização da renda. De fato, depois de controlada para o aumento da mediana, um aumento mais claro na polarização é detectado, principalmente devido a uma diminuição das rendas inferiores que sobrecompensaram a convergência de rendas superiores em direção à mediana. Por outro lado, a partir de 2007, o processo de polarização da renda familiar é mais pronunciado, com ambas as extremidades inferiores e superiores se deslocando para longe da mediana da distribuição.

Uma análise dentro do grupo mostra que todas as regiões experimentaram maior polarização a partir de meados dos anos 2000. Padrões de polarização semelhantes àqueles observados pela distribuição de renda geral são, de fato, detectados em ambas as extremidades das distribuições específicas por região – ou seja, uma maior polarização na extremidade inferior e uma convergência na extremidade superior que são seguidas com o tempo por um deslocamento do meio de ambas as rendas inferiores e superiores. Além disso, a alteração da relação entre a variável de resposta (a

renda familiar) e a distribuição condicional de renda de acordo com a área de residência rural/urbana produziram uma redistribuição horizontal entre as famílias: líquido da influência de localização, o crescimento observado em ambas as extremidades da distribuição relativa geral é principalmente devido ao aumento da diferença de renda relativa entre famílias mais ricas e de baixa renda – especialmente para áreas rurais – ao invés de mudanças na composição da população de acordo com a covariável rural/urbana.

No geral, estes resultados sugerem que as recentes melhorias na distribuição de renda do Brasil têm sido impulsionadas principalmente pelo crescimento econômico geral do país, enquanto programas de política social teriam desempenhado um papel fundamental no que afeta a forma da distribuição – levando a uma maior polarização em ambas as extremidades superior e inferior da distribuição de renda. Os movimentos observados das famílias em relação a rendas baixas e altas (se distanciando do meio) podem ser justificados, por outro lado, por deduções e isenções de impostos que são concedidos como privilégios políticos a proprietários (rendas) e capitalistas financeiros (lucros) e, por outro lado, pela forte dependência de tributação indireta que desproporcionalmente sobrecarrega a renda das famílias pobres e de renda média, que, conseqüentemente, arcam com uma parcela significativa do custo total para os programas sociais (exemplo, Birdsall *et al.*, 2008: cap. 4).

Por isso, manter as reduções, tanto na desigualdade e pobreza, tornando-as menos dependentes do crescimento, representa um dos principais desafios para o Brasil daqui para frente: como confirmado pelos nossos resultados, em um cenário de fraco crescimento do desempenho, o efeito de forma seria levado a prevalecer, gerando assim uma sociedade mais desigual. Considerando a recente parada no crescimento econômico do Brasil que seguiu a crise econômica mundial, este trabalho sugere a adoção de políticas bem orientadas para uma “real” redistribuição dos recursos, ou seja, destinada a permitir melhorias *estruturais* na distribuição de renda que possam ir além dos efeitos do crescimento econômico. Dentre elas, tornar o sistema fiscal um pouco mais progressivo através do aumento da carga tributária sobre a renda das famílias ricas (incluindo lucros empresariais, bem como rendas agrícolas e financeiras) melhorando a distribuição de renda geral e, ao mesmo tempo, liberando recursos preciosos para a demanda doméstica (especialmente pela classe média). Além disso, os programas de reforma para aliviar a distribuição desigual da terra concederiam às famílias

mais pobres – em particular aquelas vivendo nas regiões Norte e Nordeste do Brasil – as ferramentas necessárias para sair da extrema pobreza e, conseqüentemente, reduzir a sua dependência real das transferências sociais<sup>19</sup>.

O trabalho pode se estender em diversas direções. Talvez a extensão mais óbvia seja examinar como diferentes fontes de renda familiar podem ter impactado no observado aumento da polarização de renda. Também, a decomposição da distribuição relativa de acordo com as covariáveis pode ser melhorada, permitindo que seja detectada a contribuição de outras características familiares às mudanças observadas. Devido à riqueza dos dados disponibilizados pela PNAD e as diversas oportunidades oferecidas pela abordagem de distribuição relativa, estamos em uma boa posição para expandir rapidamente a nossa análise em um futuro próximo.

### Referências Bibliográficas

ATKINSON, A. B., RAINWATER, L. e SMEEDING, T. M. *Income Distribution in OECD Countries: Evidence from Luxembourg Income Study*. Paris: Organization for Economic Co-operation and Development, 1995.

BARROS, A. R. *Desigualdades Regionais no Brasil Natureza, Causas, Origens e Soluções*. Rio de Janeiro: Campus-Elsevier, 2011.

BARROS, R. P. A Efetividade do Salário Mínimo em Comparação à do Programa Bolsa Família como Instrumento de redução da Pobreza e da Desigualdade. In: BARROS, R. P., FOGUEL, M. N. e ULYSSEA, G. (eds.). *Desigualdade de Renda no Brasil: Uma Análise da Queda Recente (Volume 2)*. Brasília, DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2007. P. 507-549.

BARROS, R. P. *et al.* Markets, the State, and the Dynamics of Inequality in Brazil. In: LÓPEZ-CALVA, L. F. e LUSTIG, N. (eds.). *Declining*

---

19 O Brasil possui uma das distribuições de renda mais desiguais do mundo. A concentração da pobreza no Brasil é tão distorcida que as 3,5% maiores propriedades rurais representam 56% da superfície agrícola total (Hidalgo et al., 2010). O coeficiente de desigualdade de terra de Gini permaneceu estável entre 1967 e 1998, medindo cerca de 0,84 tanto no início quanto no final do período (Hoffman, 1998). Desde então, aumentou para 0,856 em 1995 e 0,872 em 2006 (IBGE, 1997, 2009). Algumas diferenças regionais existem, mas a desigualdade de renda em todas as regiões é alta quando comparada internacionalmente (Hoffmann e Ney, 2010).

- Inequality in Latin America: A Decade of Progress?*. Washington, DC: Brookings Institution Press and UNDP, 2010. P. 134-174.
- BIRDSALL, N., DE LA TORRE, A. e MENEZES, A. *Fair Growth Economic Policies for Latin America's Poor and Middle-Income Majority*. Washington, DC: Center for Global Development, 2008.
- CENTRE FOR ECONOMICS AND BUSINESS RESEARCH. *World Economic League Table. Technical Report*. London: Centre for Economics and Business Research (CEBR), 2011. Disponível em: <http://www.cebr.com/wp-content/uploads/Cebr-World-Economic-League-Table-press-release-26-December-2011.pdf>.
- COGGIOLA, O. *Fome, Capitalismo, e Programas Sociais Compensatórios*. Mimeo, 2010.
- DINARDO, J., FORTIN, N. M. e LEMIEUX, T. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica* 64: 1001-1044. 1996.
- DUCLOS, J.-Y., ESTEBAN, J.-M. e RAY, D. Polarization: Concepts, Measurement, Estimation. *Econometrica* 72: 1737-1772. 2004.
- ESTEBAN, J.-M.; RAY, D. On the Measurement of Polarization. *Econometrica* 62: 819-851. 1994.
- EUROPEAN REGIONAL SCIENCE ASSOCIATION. Disponível em: <http://www-sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa12/e120821aFinal00898.pdf>.
- FERREIRA, F. H. G., LEITE, P.G. e RAVALLION, M. Poverty Reduction Without Economic Growth? Explaining Brazil's Poverty Dynamics, 1985-2004. *Journal of Development Economics* 93: 20-36. 2010.
- FISZBEIN, A. *et al. Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty*. Washington, DC: World Bank, 2009.
- FOSTER, J. E. e WOLFSON, M. C. Polarization and the Decline of the Middle Class: Canada and the U.S. *Journal of Economic Inequality* 8: 247-273. 2010.
- GASPARINI, L. e LUSTIG, N. The Rise and Fall of Income Inequality in Latin America. In: OCAMPO, J. A. e ROS, J. (eds.), *The Oxford Handbook of Latin American Economics*. New York, NY: Oxford University Press, 691-714. 2011.

HALL, A. From Fome Zero to Bolsa Família: Social Policies and Poverty Alleviation Under Lula. *Journal of Latin American Studies* 38: 689-709. 2006.

HANDCOCK, M. S. Relative Distribution Methods. Los Angeles, CA. Version 1.6. Disponível em: <http://www.stat.ucla.edu/~handcock/RelDist>. 2011.

HANDCOCK, M. S. e MORRIS, M. *Relative Distribution Methods in the Social Sciences*. New York: Springer-Verlag, 1999.

\_\_\_\_\_. Relative Distribution Methods. *Sociological Methodology* 28: 53- 97. 1998.

HAO, L. e NAIMAN, D. Q. *Assessing Inequality*. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications, 2010.

HIDALGO, F. D. *et al.* Economic Determinants of Land Invasions. *The Review of Economics and Statistics* 92: 505-523. 2010.

HIGGINS, S. The Impact of Bolsa Família on Poverty: Does Brazil's Conditional Cash Transfer Program Have a Rural Bias? *Journal of Politics & Society* 23: 88-125. 2012.

HELFAND, S., ROCHA, R. e VINHAIS, H. Pobreza e Desigualdade de Renda no Brasil Rural: Uma Análise da Queda Recente. *Pesquisa e Planejamento Econômico* 39: 67-88. 2009.

HOFFMANN, R. *A Estrutura Fundiária no Brasil de Acordo com o Cadastro do INCRA: 1967 a 1998*. Technical Report. Brasília, DF: Ministério do Desenvolvimento Agrário, 1998.

\_\_\_\_ e NEY, M. G. *Estrutura Fundiária e Propriedade Agrícola no Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação (de 1970 a 2008)*. Technical report. Brasília, DF: Ministério do Desenvolvimento Agrário. 2010. Disponível em: [http://www.nead.gov.br/portal/nead/publicacoes/download\\_orig\\_file?pageflip\\_id=8632224](http://www.nead.gov.br/portal/nead/publicacoes/download_orig_file?pageflip_id=8632224).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Censo Agropecuário 2006*. Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação. Technical report. Rio de Janeiro: IBGE. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/english/estatistica/economia/agropecuaria/censoagro/default.shtm>

\_\_\_\_\_. *Censo Agropecuário de 1995-1996*. Technical report. Rio de Janeiro: IBGE, 1997. Disponível em: [http://www.ibge.gov.br/english/estatistica/economia/agropecuaria/censoagro/1995\\_1996/default.shtm](http://www.ibge.gov.br/english/estatistica/economia/agropecuaria/censoagro/1995_1996/default.shtm).

\_\_\_\_\_. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, PNAD: Síntese de Indicadores*. Technical report. Rio de Janeiro: IBGE. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/english/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2011/default.shtm>.

JENKINS, S. P. e VAN KERM, P. Accounting for Income Distribution Trends: A Density Function Decomposition Approach. *Journal of Economic Inequality* 3, 43-61. 2005.

JUHN, C., MURPHY, K. M. e PIERCE, B. Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *Journal of Political Economy* 101, 410-442. 1993.

KAGEYAMA, A., e HOFFMAN, R. Pobreza no Brasil: Uma Perspectiva Multidimensional. *Economia e Sociedade* 15: 79-112. 2006.

LEMIEUX, T. Decomposing Changes in Wage Distributions: A Unified Approach. *The Canadian Journal of Economics* 35: 646-688. 2002.

LINDERT, K. et al. *The Nuts and Bolts of Brazil's Bolsa Família Program: Implementing Conditional Cash Transfers in a Decentralized Context*. Social Protection Discussion, 2007.

LÓPEZ-CALVA, L. F. Declining Income Inequality in Brazil: The Proud Outlier. *World Bank - Inequality in Focus* 1: 5-8. 2012.

LÓPEZ-CALVA, L. F. e ROCHA, S. *Exiting Belindia? Lesson from the Recent Decline in Income Inequality in Brazil*. Report No. 70155. Washington, DC: World Bank. 2012. Disponível em: <http://documents.worldbank.org/curated/en/2012/01/16423641/exiting-belindia-lesson-recent-decline-income-inequality-brazil>.

MACHADO, J. A. F. e MATA, J. Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression. *Journal of Applied Econometrics* 20: 445-465. 2005.

MORRIS, M., BERNHARDT, A. D. e HANDCOCK, M. S. Economic Inequality: New Methods for New Trends. *American Sociological Review* 59: 205-219. 1994.

ORGANIZATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT (OECD). *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*. Paris: OECD Publishing, 2011.

Paper No. 0709. Washington, DC: World Bank. Disponível em: <http://sitere-sources.worldbank.org/SOCIALPROTECTION/Resources/SP-Discussion-papers/Safety-Nets- DP/0709.pdf>.

PERO, V. e SZERMAN, D. The New Generation of Social Programs in Brazil. In: ADATO, M. e HODDINOTT, J. (eds.), *Conditional Cash Transfers in Latin America*. Baltimore, MD: John Hopkins University Press, 78-100. 2010.

PEROBELLI, F. S., HADDAD, E. A. e ALMEIDA, V. *Assessing the Brazilian Regional Economic Structure: A Spatial Output Decomposition Analysis*. ERS Conference Paper No. ersa12p896. Vienna, 2012.

PITTAU, M. G. e ZELLI, R. Trends in Income Distribution in Italy: A Non-Parametric and a Semi- Parametric Analysis. *Journal of Income Distribution* 15: 90-118. (2006).

PORTO JUNIOR, S. e FIGUEIREDO, E. A. *Persistência das Desigualdades Regionais no Brasil: Polarização e Divergência*. Discussion Paper No. 7. João Pessoa: Universidade Federal da Paraíba (UFPB). 2012. Disponível em: <http://www.ccsa.ufpb.br/ppge/?secao=5&subsecao=46&wp=7>.

ROBINSON, J. A. The Political Economy of Redistributive Policies. In: LÓPEZ-CALVA, L. F. e LUSTIG, N. (eds.). *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress?*. Washington, DC: Brookings Institution Press and UNDP, 39-71. 2010.

SOARES, S. S. D. *Bolsa Família, its Design, its Impacts and Possibilities for the Future*. Working Paper No. 89. Brasília, DF: UNDP - International Policy Centre for Inclusive Growth (IPC-IG), 2012. Disponível em: <http://www.ipc-undp.org/pub/IPCWorkingPaper89.pdf>.

VAN KERM, P. Adaptive Kernel Density Estimation. *The Stata Journal* 3: 148-156. 2003.

WOLFSON, M. C. When Inequalities Diverge. *The American Economic Review* 84: 353-358. 1994.

WORLD BANK. *Inequality and Economic Development in Brazil*. Washington, DC: World Bank. 2004.

\* Fábio Clementi é do Departamento de Ciência Política, Comunicação e Relações Internacionais da Universidade de Macerata, Itália; Francesco Schettino é do Departamento de Direito da Segunda Universidade de Nápoles, Itália.  
<*fabio.clementi@unimc.it*> <*francesco.schettino@unina2.it*>

\*\* Tradução: Nicolle Varella Felipe

**ANEXO A - Resumo de rendas medidas por região, 2001 a 2011.**

**Tabela A.1 - Norte**

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Tamanho da amostra	9.881	10.126	10.255	10.770	11.295	11.398	11.197	10.841	11.408	11.886
Média	683,8	676,5	623,7	670,8	685,3	737,3	770,5	795,8	831,8	895,3
Mediana	382,7	377,2	372,9	400,5	424,3	451,1	472,2	514,3	517,6	560,2
Cota da renda										
5% inferior	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,5
10% inferior	1,5	1,5	1,6	1,9	1,7	1,8	1,7	1,8	1,7	1,6
20% inferior	4,0	4,3	4,3	4,5	4,6	4,7	4,7	4,8	4,7	4,5
20% superior	59,1	59,4	57,0	56,5	55,9	55,9	55,5	53,5	55,2	55,0
10% superior	43,6	43,7	41,3	40,7	40,4	40,4	39,6	38,0	39,4	40,1
5% superior	30,9	31,1	28,6	28,3	28,3	28,0	27,2	25,9	27,6	27,7
Indicadores de desigualdade										
Gini	0,535	0,537	0,511	0,505	0,499	0,496	0,495	0,477	0,493	0,497
Theil	0,593	0,595	0,519	0,519	0,503	0,493	0,491	0,445	0,489	0,503

Fonte: cálculo dos autores sobre os dados de renda familiar ponderados da PNAD.

**Tabela A.2 - Nordeste**

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Tamanho da amostra	29.684	30.886	31.700	32.428	33.989	34.415	34.220	34.520	35.394	29.568
Média	501,1	512,7	483,4	510,8	578,3	578,3	598,9	640,8	668,8	692,8
Mediana	263,0	269,4	273,4	280,5	335,9	335,9	351,9	380,0	396,5	431,5
Cota da renda										
5% inferior	0,4	0,5	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4
10% inferior	1,2	1,2	1,2	1,2	1,3	1,3	1,2	1,3	1,2	1,3
20% inferior	3,5	3,6	3,7	3,8	3,8	3,7	3,8	4,0	3,8	4,3
20% superior	61,8	61,7	60,2	60,4	58,8	59,2	57,6	57,7	57,3	55,8
10% superior	47,3	47,2	45,7	46,1	44,7	45,1	43,5	43,5	43,2	41,7
5% superior	34,8	35,1	33,3	33,8	32,5	33,3	31,6	31,8	31,5	30,3
Indicadores de desigualdade										
Gini	0,565	0,562	0,549	0,549	0,537	0,540	0,527	0,523	0,524	0,508
Theil	0,689	0,689	0,638	0,649	0,616	0,646	0,592	0,591	0,584	0,550

Fonte: cálculo dos autores sobre os dados de renda familiar ponderados da PNAD.

**Tabela A.3 - Centro-oeste**

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Tamanho da amostra	31.569	32.504	32.343	32.918	34.373	35.017	34.052	34.319	34.776	30.832
Média	1.069,6	1.071,9	1.012,1	1.004,7	1.055,9	1.117,7	1.132,5	1.186,2	1.193,4	1.250,0
Mediana	601,3	601,1	569,6	589,4	620	671,9	695,1	743,6	756,2	813,1
Cota da renda										
5% inferior	0,5	0,5	0,6	0,6	0,6	0,7	0,7	0,7	0,7	0,7
10% inferior	1,3	1,4	1,4	1,5	1,6	1,6	1,8	1,7	1,8	1,9
20% inferior	3,6	3,8	3,9	4,2	4,2	4,4	4,6	4,8	4,8	5,0
20% superior	58,8	58,9	57,8	57,0	57,3	56,6	55,4	54,8	54,3	53,8
10% superior	42,3	42,5	41,8	40,2	41,3	40,6	39,0	38,9	38,5	38,3
5% superior	28,8	29,5	28,7	27,3	28,7	27,9	27,0	26,7	26,4	26,2
Indicadores de desigualdade										
Gini	0,537	0,536	0,528	0,514	0,516	0,507	0,495	0,489	0,483	0,475
Theil	0,565	0,578	0,542	0,517	0,524	0,507	0,478	0,470	0,464	0,450

Fonte: cálculo dos autores sobre os dados de renda familiar ponderados da PNAD.

**Tabela A.4 - Sudeste**

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Tamanho da amostra	17.230	17.572	17.970	18.379	18.648	18.926	18.472	18.308	18.959	18.054
Média	967,2	950,2	962,2	992,5	1.001,6	1.060,7	1.116,8	1.161,8	1.197,2	1.240,1
Mediana	566,9	577,5	580,0	614,5	635,1	671,9	717,7	758,9	791,7	852,7
Cota da renda										
5% inferior	0,5	0,6	0,6	0,6	0,6	0,7	0,7	0,7	0,7	0,8
10% inferior	1,4	1,6	1,5	1,6	1,7	1,7	1,8	1,8	1,8	2,0
20% inferior	3,9	4,3	4,2	4,4	4,5	4,6	4,8	4,9	5,1	5,3
20% superior	57,5	56,0	56,2	55,2	54,3	53,5	53,8	53,1	52,5	50,9
10% superior	41,2	39,7	40,1	39,3	38,4	37,9	38,0	37,4	36,4	35,2
5% superior	28,9	27,2	27,7	27,2	25,9	26,1	26,0	25,4	24,7	23,8
Indicadores de desigualdade										
Gini	0,522	0,504	0,506	0,496	0,488	0,482	0,478	0,470	0,463	0,446
Theil	0,540	0,492	0,502	0,490	0,462	0,455	0,454	0,431	0,425	0,384

Fonte: cálculo dos autores sobre os dados de renda familiar ponderados da PNAD.

**Tabela A.5 - Sul**

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Tamanho da amostra	11.174	11.412	11.745	12.203	12.584	12.994	12.886	12.848	13.116	11.678
Média	928,3	977,2	896,1	940,3	978,9	1.034,2	1.124,9	1.198,1	1.202,8	1.298,6
Mediana	458,2	480,5	471,2	499,6	510,3	554,2	589,4	638,3	664,2	748,9
Cota da renda										
5% inferior	0,6	0,5	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,7
10% inferior	1,3	1,6	1,4	1,7	1,5	1,6	1,6	1,7	1,9	1,8
20% inferior	3,5	4,4	3,7	4,0	3,9	4,2	4,1	4,9	4,2	4,6
20% superior	63,1	62,9	61,2	60,9	61,1	60,3	60,8	60,5	59,6	57,9
10% superior	47,2	46,5	44,8	45,3	45,4	44,9	45,4	44,8	43,8	42,0
5% superior	33,5	32,8	31,2	31,7	31,9	31,7	32,3	31,7	31,4	29,4
Indicadores de desigualdade										
Gini	0,574	0,571	0,554	0,548	0,551	0,542	0,548	0,543	0,535	0,513
Theil	0,675	0,659	0,611	0,624	0,638	0,604	0,619	0,609	0,597	0,540

Fonte: cálculo dos autores sobre os dados de renda familiar ponderados da PNAD.

**UNIVERSIDADE FEDERAL  
DO RIO DE JANEIRO**

**REITOR**

Carlos Antônio Levi da Conceição  
PRÓ-REITORA DE  
PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA  
Débora Foguel

**ESCOLA DE SERVIÇO SOCIAL  
DIRETORA**

Mavi Pacheco Rodrigues

**VICE-DIRETOR**

Marcelo Braz

**DIRETORA ADJUNTA  
DE PÓS-GRADUAÇÃO**

Rosana Morgado

**EDITORES**

José María Gómez (ESS - UFRJ)

José Paulo Netto (ESS - UFRJ)

Maria de Fátima Cabral Marques Gomes  
(ESS - UFRJ)

Myriam Lins de Barros (ESS - UFRJ)

**COMISSÃO EDITORIAL**

Janete Luzia Leite (ESS-UFRJ)

Alejandra Pastorini Corleto (ESS-UFRJ)

**CONSELHO EDITORIAL**

Alcina Maria de Castro Martins (ISMT,  
Coimbra-Portugal), Ana Elizabeth Mota  
(UFPE-PE), Antonia Jesuíta de Lima  
(UFPI-PI), Berenice Couto (PUC-RS),  
Casimiro Balsa (CESNOVA/UNL-  
Portugal), Cibele Rizeck (USP-SP), Cleusa  
dos Santos (UFRJ-RJ), Consuelo Quiroga  
(PUC-MG), Denise Bomtempo Birche de  
Carvalho (UNB-DF), Edésio Fernandes  
(University College London - Inglaterra),  
Elizete Menegat (UFJF-MG), Helena  
Hirata (GEDISST-GNRS-França), Ivete  
Simionatto (UFSC-SC), José Fernando  
Siqueira da Silva (UNESP-SP), Júlio de  
Assis Simões (USP-SP), Leilah Landim  
(UFRJ-RJ), Liliane Capilé Charbel Novaes  
(UFMT-MT), Marcelo Badaró (UFF-  
RJ), Margarita Rosas (Universidad de La  
Plata-Argentina), Maria Carmelita Yasbeck  
(PUC-SP), Maria da Ozanira Silva e Silva  
(UFMA-MA), Maria das Dores Campos  
Machado (UFRJ-RJ), Maria Liduína de

Oliveira e Silva (UNIFESP-SP), Maria  
Lúcia Carvalho Silva (PUC-SP), Maria  
Lucia Martinelli (PUC-SP), Maria Lúcia  
Weneck Vianna (UFRJ-RJ), Michael Lowy  
(EHESP-França), Monica Dimartino  
(Universidad de La Republica de Uruguay-  
Uruguai), Neli Aparecida de Mello (USP-  
SP), Potyara Amazoneida Pereira (UnB-  
DF), Ricardo Antunes (UNICAMP-SP),  
Rogério Lustosa Bastos (UFRJ-RJ), Salviana  
Pastor Santos Sousa (UFMA-MA), Sérgio  
Adorno (USP-SP), Sueli Bulhões da Silva  
(PUC-RJ), Sulamit Ramon (London School  
of Economics-Inglaterra), Valéria Forti  
(UERJ-RJ), Vera da Silva Telles (USP-SP),  
Vera Lúcia Gomes (UFPA-PA), Vicente de  
Paula Faleiros (UnB-DF).

**ASSESSORIA TÉCNICA**

Fábio Marinho

Márcia Rocha

**PRODUÇÃO EXECUTIVA**

Márcia Rocha

**REVISÃO**

Alejandra Pastorini Corleto

Janete Luzia Leite

Maria de Fátima Migliari

**TRADUÇÃO**

Daniel Hanan

Daniel Stevens Torres Cárdenas

Fábio Marinho

Nicolle Varella Felipe

**DESIGN EDITORIAL  
E DIAGRAMAÇÃO**

Fábio Marinho

**WEB DESIGN**

Fábio Marinho

Escola de Serviço Social - UFRJ  
Av. Pasteur, 250/fundos (Praia Vermelha)  
CEP 22.290-240 Rio de Janeiro - RJ  
(21) 3873-5386  
ess.ufrj.br/praiavermelha

Foto de Capa: Fábio Rodrigues Pozzebom/  
Agência Brasil