

# A CONTRIBUIÇÃO DOS RICOS PARA A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL

Marcos Hecksher<sup>1</sup>

Pedro Luis do Nascimento Silva<sup>2</sup>

Carlos Henrique Corseuil<sup>3</sup>

A parcela da desigualdade de renda explicada pelos 10% mais ricos da população brasileira é superior a 50%. Esse percentual é maior no Brasil do que o encontrado em outros países, como Estados Unidos (45%), Alemanha (44%) e Grã-Bretanha (41%). A desigualdade foi medida por um índice ainda pouco utilizado na literatura socioeconômica, a J-divergência, definida pela soma dos índices T e L de Theil. Ao contrário destes e do índice de Gini, a J-divergência populacional e suas correspondentes estimativas amostrais podem ser facilmente decompostas como a soma das contribuições individuais para a desigualdade total. Foram utilizados os microdados publicamente disponíveis sobre o rendimento mensal total domiciliar equivalente e *per capita* da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) para estimar a J-divergência a cada ano de 1981 a 2015 e as correspondentes proporções da desigualdade explicadas por cada vigésimo da distribuição. No período 2001-2014, de redução da desigualdade na Pnad, o grupo central da distribuição reduz sua participação na J-divergência. Ao integrar à Pnad dados do Imposto de Renda (IR) de 2014, mais de 50% da desigualdade resultante da renda pessoal de adultos é determinada pelo centésimo mais rico.

**Palavras-chave:** desigualdade de renda; decomposição; pesquisa domiciliar amostral; Imposto de Renda.

## TOP INCOME CONTRIBUTION FOR INCOME INEQUALITY IN BRAZIL

The share of the income inequality explained by the 10% richest members of the Brazilian population is higher than 50%. This percentage is higher in Brazil than what is found for the United States (45%), Germany (44%) and Great Britain (41%). Inequality was measured using an index which is still not much used in the socioeconomic literature, the J-divergence. It can be defined as the sum of Theil's T and L indices, but unlike these and the Gini index, the J-divergence of a population and its corresponding sample estimates can be easily decomposed as the sum of the individual contributions to the total inequality. Publicly available microdata on equivalised and per capita household total monthly income from the Brazilian National Household Sample Survey (Pnad) were used to estimate the J-divergence for each year from 1981 to 2015, and the corresponding shares of the inequality explained by each twentieth of the income distribution. In the period 2001-2014 of reduction of inequality in Pnad, the central group of the distribution reduces its share in J-divergence. By integrating Pnad and Income Tax data for 2014, more than 50% of the resulting inequality of adult personal income is driven by the richest hundredth.

**Keywords:** income inequality; decomposition; household sample survey; Income Tax.

JEL: D31; D63.

---

1. Doutorando na Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence) e assessor especializado do Ipea. *E-mail:* <marcos.hecksher@ipea.gov.br>.

2. Pesquisador e professor da Ence. *E-mail:* <pedronsilva@gmail.com>.

3. Técnico de planejamento e pesquisa do Ipea. *E-mail:* <carlos.corseuil@ipea.gov.br>.

## 1 INTRODUÇÃO

O Brasil é conhecido por manter uma das mais altas desigualdades de renda do mundo. Não por acaso, reduzir as desigualdades é um dos objetivos fundamentais do país inscritos na Constituição de 1988. Para definir indicadores de monitoramento, metas e avaliar as maneiras mais eficientes de cumprir esse objetivo, é importante saber a contribuição dos pobres e dos ricos para a referida desigualdade. Em particular, conhecer a contribuição desse último grupo para a desigualdade pode ajudar o país no (re)desenho de suas políticas redistributivas, tais como impostos progressivos sobre renda e patrimônio.

Trabalhos recentes trazem indícios de que a evolução da renda dos ricos tende a ser muito importante na determinação da desigualdade de renda do Brasil. Medeiros e Souza (2016) mostram que a evolução do índice de Gini muda consideravelmente quando se corrigem problemas de subamostragem dos mais ricos e/ou subdeclaração de sua renda em pesquisas domiciliares. Essa evidência levanta uma questão: qual seria a exata influência da renda dos mais ricos nas estimativas da desigualdade? Seria essa contribuição maior ou menor que a da renda dos mais pobres? O presente artigo visa exatamente determinar a contribuição da renda dos ricos para a desigualdade de renda no Brasil, e compará-la com a contribuição da renda de outros grupos, em especial a dos pobres.

Os índices sintéticos mais usados no Brasil e no mundo para aferir o tamanho da desigualdade, como o de Gini e os T e L de Theil, não permitem estimar, a partir de dados amostrais, quanto da desigualdade total advém de cada pessoa ou de cada grupo definido por faixas de renda. Contudo, a simples soma dos índices T e L de Theil equivale a outro índice, menos difundido nesse campo de estudo até o momento, chamado de J-divergência. Este mantém as principais características desejadas em um índice de desigualdade e acrescenta outras propriedades matemáticas interessantes, como a simetria, a aplicabilidade a alguns testes estatísticos e, sobretudo, a possibilidade de se estimar facilmente as contribuições individuais não negativas que, somadas, resultam no valor da estimativa da desigualdade total (Rohde, 2016).

O que essa última propriedade permite não é apenas reconhecer a participação de cada indivíduo ou grupo *na renda total*, o que independe de qualquer índice de desigualdade para ser calculado, mas sim estimar a participação de cada indivíduo ou grupo *no tamanho da desigualdade total* e nas variações da desigualdade ao longo do tempo. Já é usual, na literatura socioeconômica, decompor outros índices segundo as desigualdades *dentro* de cada faixa de renda, as quais, somadas à desigualdade *entre* as faixas de renda, resultam na desigualdade total. A J-divergência permite esse mesmo tipo de decomposição, bastante conhecido, mas também possibilita um outro, em que se quantifica a contribuição de cada indivíduo (ou grupo de indivíduos, como os pertencentes a uma faixa de renda), e a simples soma dessas contribuições

já é igual à desigualdade total segundo o índice, sem restar nenhuma outra parcela. Essa última decomposição também pode ser feita com dados populacionais para o índice de Gini, porém, conforme argumentaremos mais adiante, não pode ser implementada com dados amostrais do tipo que se tem disponível na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) ou em pesquisas domiciliares similares.

Essa propriedade adicional da J-divergência – até agora, ao que se sabe, inexplorada pela literatura especializada no Brasil – abre a possibilidade de investigar aspectos ainda não estudados da alta desigualdade de renda no país e de sua trajetória, o que configura a principal motivação deste trabalho.

Além do *objetivo geral* deste artigo de aplicar a J-divergência e decompor a desigualdade total entre as contribuições de cada faixa de renda, dos mais pobres aos mais ricos, esse índice permite responder, de forma simples e direta, a um conjunto adicional de questões interessantes. Entre essas questões, vale destacar:

- a) como as participações dos mais ricos e dos mais pobres na desigualdade total se comparam às de outros países?
- b) como essas participações variaram ao longo do tempo?

Além de responder numericamente a essas questões, pretende-se interpretar e analisar os resultados encontrados, relacionando-os ao que apontam outros estudos sobre desigualdade de renda no Brasil e no mundo.

Para isso, este artigo apresenta a evolução, de 1981 a 2015, da J-divergência estimada com dados obtidos pela Pnad do Instituto Brasileiro de Geografia Estatística (IBGE). Os resultados dessa série estão sujeitos a restrições de ordem metodológica, relacionadas a valores extremos de renda. Testamos a robustez de nossos resultados às seguintes restrições: *i*) impossibilidade de computar a J-divergência quando há domicílios com renda nula; e *ii*) limitações da Pnad para captar a renda dos domicílios mais ricos.

Sobre essa segunda limitação, há que mencionar os seus fundamentos. Há um fato estilizado de que as rendas da Pnad estejam subestimadas ao longo da distribuição da pesquisa, inclusive em relação à Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) e ao Censo Demográfico, conduzidos pelo mesmo IBGE. Um ponto menos pacífico, mas sustentado em muitos trabalhos, é que a subestimação seja maior entre as rendas mais altas nas pesquisas domiciliares em geral, o que levaria à subestimação da desigualdade (IBGE, 2007). Barros, Cury e Ulyssea (2006) concluíram que a subestimação das rendas na Pnad, pela forma como supõem distribuir-se dos mais pobres aos mais ricos, não levaria a uma subestimação da desigualdade. Medeiros, Souza e Castro (2015) contestam os pressupostos adotados naquele trabalho e citam outros que apontam subestimação da desigualdade na Pnad e em pesquisas domiciliares de outros países.

Além desse ponto mais específico destacado acima, este artigo insere-se em uma vasta literatura mais abrangente sobre a mensuração da desigualdade de renda e seus componentes. Os trabalhos disponíveis baseados em dados da Pnad apontam uma relevante queda da desigualdade de renda mensal domiciliar *per capita* por sucessivos anos a partir de 2001 (Ipea, 2006; 2013; Neri, 2004). Por exemplo, Soares (2010) assinalou que o ritmo da redistribuição em curso no Brasil de 2001 a 2006 era mais intenso que o observado em quase todos os países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), enquanto estes erigiram seus sistemas de bem-estar social no século XX – a única queda mais rápida no grupo ocorreria na Espanha.<sup>4</sup> Em contraste, Medeiros, Souza e Castro (2015) e Souza (2016) concluem que a redução da desigualdade observada entre os 90% mais pobres na Pnad anula-se quando as rendas dos 10% mais ricos passam a ser estimadas a partir de dados tributários. Dada a divergência entre essas duas dinâmicas, parece relevante examinar em que medida as contribuições dos mais ricos e dos mais pobres para a desigualdade de renda no Brasil variaram ao longo do tempo.

Exercícios de decomposição sobre o papel de distintas fontes de renda para a queda na desigualdade destacam a importância dos rendimentos do trabalho, mas também apontam para a relevância de instrumentos associados a domicílios pobres, tais como aposentadoria rural, Benefício de Prestação Continuada (BPC) e Bolsa Família (Ipea, 2013). Esses resultados podem vir a ser interpretados como evidência indireta de que o grupo mais pobre contribui mais para a desigualdade. As decomposições com a J-divergência aqui apresentadas testam essa hipótese de forma direta.

Este artigo divide-se em cinco seções, incluindo esta introdução. A seção 2 apresenta a definição e uma série de propriedades da J-divergência, além de cotejar suas potencialidades e seus limites aos de outros índices de desigualdade mais conhecidos. A seção 3 é dedicada à evolução dos indicadores ao longo de três décadas e meia de edições anuais da Pnad, de 1981 até 2015, detalhando o método de preparação da base e analisando os respectivos resultados. Em seguida, uma análise de robustez é conduzida na seção 4. Essa análise contempla tanto a restrição da J-divergência a rendas positivas quanto a dificuldade da Pnad para captar a renda dos mais ricos. As conclusões do artigo, em resposta às questões de pesquisa levantadas como objetivos, são expostas na seção 5.

---

4. O autor ainda mostra que, se pudesse ser mantido, tal ritmo seria suficiente para o Brasil atingir o nível de desigualdade então observado dos Estados Unidos em mais uma dúzia de anos e o do Canadá no dobro desse prazo.

## 2 A J-DIVERGÊNCIA E SUA RELAÇÃO COM OUTROS ÍNDICES DE DESIGUALDADE

### 2.1 A J-divergência e os índices de Theil

Esta seção baseia-se essencialmente em Rohde (2016) para apresentar a definição e resumir as propriedades da J-divergência como índice de desigualdade. Formulada por diferentes autores em épocas distintas, trata-se de uma estatística aplicada a diversas áreas temáticas, com nomes variados na literatura internacional: *symmetric Kullback-Leibler divergence*, *symmetric relative entropy*, *symmetric Theil measure* ou *J-divergence*, este último em homenagem ao artigo pioneiro de Jeffreys (1946).

Assim como os índices de desigualdade formulados por Theil (1967) pertencem ao conjunto mais amplo dos índices de entropia generalizada, a J-divergência filia-se a uma família próxima, a classe dos índices de entropia relativa simétrica generalizada. Todos esses índices, baseados na teoria da informação, buscam sintetizar em um número quanto uma distribuição de probabilidades difere de outra tomada *a priori*. Em uma distribuição de renda plenamente igualitária, um subgrupo de quaisquer 18% dos indivíduos da população, por exemplo, teria exatamente 18% da renda total. No caso do índice T de Theil, parte-se das proporções da população em cada subgrupo e calcula-se quanto conteúdo informacional é preciso para transformar as proporções esperadas da renda (iguais às da população em uma distribuição igualitária) nas proporções da renda total efetivamente auferidas por cada subgrupo. Já o índice L de Theil calcula a informação necessária para percorrer o caminho inverso, das proporções de renda para as proporções da população. A J-divergência, por sua vez, é um índice único capaz de representar indistintamente a informação utilizada nos dois sentidos, o que caracteriza sua simetria.<sup>5</sup>

Os índices T e L de Theil para uma população com  $N$  indivíduos podem ser expressos, respectivamente, como:

$$T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{x_i}{\mu} \ln\left(\frac{x_i}{\mu}\right) \quad (1)$$

e

$$L = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{x_i}{\mu}\right), \quad (2)$$

onde  $x_i$  é a renda de cada indivíduo  $i$ , e  $\mu = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i$  é a média populacional das rendas individuais. A J-divergência equivale à soma  $T + L$  e pode ser expressa por:

$$J = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{x_i - \mu}{\mu} \ln\left(\frac{x_i}{\mu}\right). \quad (3)$$

5. Simetria é uma das propriedades necessárias de uma divergência, conceito matemático que cumpre quase todas as propriedades de uma medida de distância ou métrica, exceto a desigualdade triangular.

Note-se que, enquanto o Theil-T recebe contribuições negativas de pessoas com renda inferior à média, o Theil-L recebe contribuições negativas de pessoas com renda superior à média.<sup>6</sup> Já na J-divergência, as contribuições individuais são positivas tanto abaixo quanto acima da média – ou nulas no caso de rendas iguais à média. Assim, cada indivíduo ou grupo tem uma divergência em relação à média que sempre é maior ou igual a zero. A soma dessas divergências parciais equivale à divergência (desigualdade) total, o que torna simples calcular a participação de cada pessoa ou grupo no nível de desigualdade atribuído à população.

Como Rohde (2016) destaca, além da propriedade adicional de ser decomponível em contribuições individuais não negativas, a J-divergência mantém também uma série de propriedades axiomáticas desejáveis em índices de desigualdade, tais como:

- a) *invariância à escala*: a desigualdade não muda se todos os valores forem multiplicados por um escalar positivo;
- b) *anonimato*: a desigualdade não muda se duas ou mais pessoas trocarem de posição mantendo os mesmos valores da distribuição original;
- c) *replicação populacional*: mantidas as proporções com cada fração da renda, não importa o tamanho da população;
- d) *condição de Pigou-Dalton*: a desigualdade aumenta quando se faz uma transferência regressiva (de alguém mais pobre para alguém mais rico) mantendo a média;
- e) *transferências decrescentes*: o efeito anterior diminui conforme aumentam as rendas relativas das partes envolvidas;
- f) *decomponibilidade aditiva*: o índice pode ser decomposto pelas desigualdades dentro de cada subgrupo mais a desigualdade entre os subgrupos.

Uma desvantagem da J-divergência em relação ao Theil-T e a outros índices, como os de Gini e Mehran, por outro lado, é que a primeira deixa de ser aplicável quando a distribuição inclui rendas nulas. Essa limitação, também encontrada no Theil-L, deriva do fato de que basta a renda de uma pessoa ir para zero para que tanto a J-divergência quanto a contribuição da pessoa em questão tendam a infinito.<sup>7</sup> No caso do Theil-T, embora não seja possível definir  $ln(0)$  para os indivíduos com

6. Para ver isso, basta notar que  $ln = \left(\frac{x_i}{\mu}\right) = ln(x) - ln(\mu)$  e que  $ln(.)$  é uma transformação monotônica.

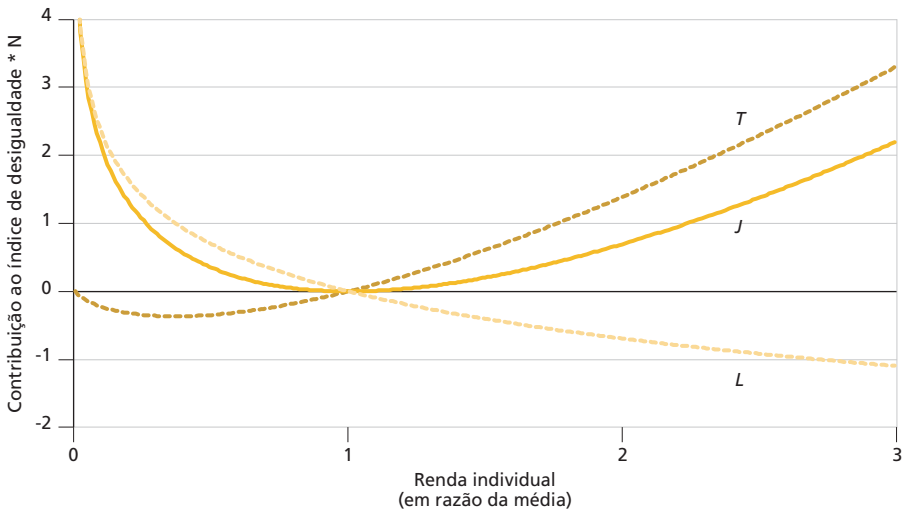
7. Entretanto, os dados brasileiros mostrarão que, mesmo na presença de rendas positivas muito baixas, a contribuição dos mais pobres para a J-divergência total ainda pode ser menor que a dos mais ricos. Na amostra da Pnad 2014 integrada ao Imposto de Renda Pessoa Física (IRPF), por exemplo, são consideradas quatorze pessoas com renda mensal reportada de R\$ 1, menos de 0,05% da renda média estimada.

renda nula, toma-se como zero o valor de  $0.\ln(0)$ , tendo em vista que a expressão  $\frac{x_i}{\mu} \ln\left(\frac{x_i}{\mu}\right)$  tende a zero quando  $x_i$  aproxima-se de zero (Foster, 1983). O primeiro exemplo de aplicação do índice apresentado por Theil (1967) já incluía rendas nulas: quando uma única pessoa concentra toda a renda da população,  $T = \ln(N)$ .

O gráfico 1 permite contrastar visualmente algumas dessas características dos índices T, L e J. No eixo horizontal, estão níveis de renda individual expressos em razão da renda média  $\left(\frac{x_i}{\mu}\right)$ . Em cada ponto dessa razão, o eixo vertical mostra o valor assumido pela *função de avaliação* de cada um dos três índices, igual à expressão dentro de cada somatório na respectiva fórmula apresentada anteriormente – no caso de L, multiplicada por -1, devido ao sinal deixado fora do somatório. Portanto, a contribuição para cada índice de desigualdade de um indivíduo em cada nível de renda será igual à sua ordenada no gráfico dividida pelo tamanho da população ( $N$ ).

GRÁFICO 1

Função de avaliação de três índices segundo a renda (em razão da média)



Fonte: Adaptado de Rohde (2016).

As curvas evidenciam que essa contribuição, conforme já foi dito, nunca será negativa para a J-divergência, o que a distingue dos Theils T e L, e será nula para os três índices quando a renda individual for igual à renda média  $\left(\frac{x_i}{\mu} = 1\right)$ . Assim, no caso de J, a função de avaliação em cada ponto representado no gráfico também pode ser entendida como uma espécie de “divergência individual”

(nunca negativa) de cada pessoa em relação à média.<sup>8</sup> Além disso, o gráfico torna nítido que, quando a renda aproxima-se de zero, a contribuição individual para T tende a zero, mas as contribuições para L e J tendem a infinito.

Não só a função de avaliação, mas também as taxas de variação da J-divergência estarão sempre no intervalo entre as de T e L, dado que a primeira é uma combinação linear das outras duas. Há trabalhos, como o de Borrell e Talihi (2011), que utilizam como índice de desigualdade, em vez da soma, a média aritmética de T e L. Apenas o nível desta é igual à metade da J-divergência aqui utilizada, o que redundava nas mesmas propriedades gerais e taxas de variação – intermediárias às de T e L e mais importantes que os próprios índices em nível.

Dada a controvérsia atual sobre a evolução da desigualdade no Brasil e a importância da renda dos ricos nessa evolução, outra propriedade importante a ser considerada é a sensibilidade dos índices à renda dos mais ricos. Assim como as taxas de variação, a sensibilidade da J-divergência às fatias de pobres e ricos na renda total (ou às relações entre suas respectivas rendas individuais e a renda média) também deverá situar-se, necessariamente, em algum ponto no caminho entre as de L e T.

## 2.2 A J-divergência e o índice de Gini

Vimos, na subseção 2.1, que a principal vantagem da J-divergência em relação aos índices de Theil é a possibilidade de decompô-la em contribuições individuais não negativas. Mas essa propriedade não é uma exclusividade da J-divergência. Outro índice de desigualdade muito popular também a possui. Trata-se do índice de Gini.<sup>9</sup> Conforme destacado por Ceriani e Verme (2015), existem treze maneiras de expressar esse índice, sendo que oito delas permitem uma decomposição em parcelas individuais não negativas.

Os mesmos autores analisam em que medida a expressão referente à contribuição individual para o Gini em cada uma dessas oito alternativas satisfaz sete propriedades desejáveis. Embasados nessa análise, os autores elegem a formulação proposta por Kendall e Stuart (1958) como a única a satisfazer todas as propriedades.<sup>10</sup> Essa formulação é expressa como:

---

8. Note-se, contudo, que essa “divergência individual” não é simétrica, o que justifica as aspas. Afinal, se intercambiarmos os valores de  $x_i$  e  $\mu$ , na fórmula de  $J_i$ , a divisão por  $\mu$  dará lugar a uma divisão por  $x_i$ . A simetria da J-divergência refere-se ao fato de que seu valor agregado é sempre o mesmo entre duas distribuições quaisquer, sendo indiferente tomar qualquer uma delas *a priori*. A fórmula apresentada aqui se restringe ao caso, particularmente relevante para estudar a desigualdade, da J-divergência entre uma distribuição qualquer e uma distribuição plenamente igualitária com a mesma média  $\mu$ .

9. Os autores agradecem a Sergei Soares e Stephen Jenkins por terem chamado atenção a esse ponto.

10. A maioria das propriedades elencadas por Ceriani e Verme (2015) para as contribuições individuais ao Gini são análogas às propriedades que elencamos para a J-divergência na subseção 2.1.



$$G = \frac{1}{N\mu} \cdot \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \frac{|x_i - x_j|}{2N}.$$

De acordo com a expressão acima, a contribuição de cada indivíduo para o índice de Gini é definida a partir da distância total entre a renda do indivíduo em questão ( $x_i$ ) e cada uma das rendas dos demais indivíduos ( $x_j$ ). Isso traz uma dificuldade quando se pretende estimar o referido índice a partir de dados amostrais. Seria necessário conhecer a probabilidade de inclusão de cada um dos demais indivíduos (representados acima pelo subscrito  $j$ ) condicionada à inclusão do indivíduo cuja contribuição estaria sendo estimada (representado por  $i$ , acima). Essas probabilidades condicionais não estão disponíveis na Pnad nem em pesquisas domiciliares similares.

No que diz respeito à J-divergência, definida em (3), não há nenhuma dificuldade em estimá-la a partir de dados amostrais. Isso pode ser feito usando o seguinte estimador:

$$\hat{J} = \sum_{i \in S} \omega_i \left( \frac{x_i - \bar{x}}{\bar{x}} \right) \ln \left( \frac{x_i}{\bar{x}} \right), \quad (4)$$

onde  $S$  é o conjunto de rótulos dos elementos da amostra;  $\bar{x}$  é a média amostral ponderada;  $\omega_i = \left( \frac{w_i}{\sum_{i \in S} w_i} \right)$ ; e  $w_i$  é o fator de expansão ou peso amostral da unidade  $i$ .

Em suma, quando se tem dados populacionais, pode-se questionar a relevância da J-divergência diante da alternativa de usar o índice de Gini, que é igualmente decomponível em contribuições individuais não negativas. Porém, quando se usam dados amostrais provenientes de pesquisas domiciliares, uma estimativa não viesada dos componentes do Gini não é possível de ser implementada.

### 3 ANÁLISE DA PNAD (1981-2015)

#### 3.1 Base e preparação de dados da Pnad

A Pnad anual saiu de campo pela última vez em outubro de 2015, quanto o IBGE encerrou sua série histórica. Desde 2012, o levantamento da Pnad anual vinha sendo feito em paralelo ao de sua substituta, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (Pnad Contínua), que é coletada pelo IBGE todos os meses, ininterruptamente, para gerar estatísticas mensais, trimestrais e anuais. Nas últimas décadas, a série da Pnad anual tem sido o principal instrumento de acompanhamento e análise da desigualdade de renda no Brasil. Mesmo com seu encerramento, permanece como fonte importante para o conhecimento de uma miríade de características socioeconômicas do país, bem como das persistências ou alterações de muitas delas no período histórico mais recente.

Para facilitar e homogeneizar a leitura e o tratamento de variáveis da Pnad, este artigo valeu-se das rotinas de programação para o *software* Stata disponibilizadas pelo Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio) no *site* Data Zoom, o que também favorece a eventual replicação dos resultados. Esse recurso permite ler os microdados e compatibilizar variáveis de todas as edições da Pnad de 1981 a 2015, período analisado neste artigo.

Nas análises desta seção, foram excluídos os dados de áreas rurais da região Norte, cobertas pela Pnad somente a partir de 2004. Para permitir o cálculo da J-divergência, foram excluídas também as observações com rendas mensais nulas ou indisponíveis na base (*missing values*). Um tratamento melhor e mais sofisticado passaria pela imputação de rendas positivas conforme outras características de cada unidade observada e sua relação empírica com a renda, o que será feito em extensões deste trabalho. Já a alternativa de simplesmente imputar um valor arbitrário muito pequeno, por outro lado, teria duas desvantagens: o índice poderia ser muito afetado pelo valor arbitrado e realidades muito díspares ficariam indistintas.

O questionário da Pnad, aplicado pessoalmente por um entrevistador a um morador do domicílio que pode responder por si mesmo e pelos demais, inclui uma árvore de sequências com várias perguntas, como “qual era o rendimento mensal que [você/ele/ela] ganhava normalmente, em setembro de [ano da pesquisa], nesse trabalho?”. Questões semelhantes referem-se a diferentes trabalhos, aposentadorias, pensões, abonos de permanência, aluguéis, doações recebidas de outros domicílios e “outros rendimentos (juros de caderneta de poupança e de outras aplicações, dividendos)”.

A informação sobre uma renda pode não ser disponibilizada porque a pergunta não cabe, já que a renda não existe, ou porque o entrevistado não soube ou não quis responder. O período de referência de um mês é curto e é comum que pessoas e domicílios com os mais diversos níveis de riqueza passem um mês sem auferir renda alguma, consumindo o que pouparam antes, endividando-se ou subsistindo com recursos não monetizados. A rigor, como são computados retornos de aplicações e as rendas de trabalho consideradas incluem as de empregadores e contas-próprias, os prejuízos seriam rendas negativas, mas a Pnad não registra valores menores que zero.

O conjunto de rendas positivas, nulas e indisponíveis na base de dados resulta, portanto, da maneira como a pesquisa foi desenhada e conduzida, que deve ser levada em conta em qualquer método de análise. A opção por excluir zeros e *missings*, adotada por simplicidade, decerto não é ideal. Afinal, a subamostra excluída, mesmo que se comparem rendas habituais ou permanentes, tende a ser diferente daquela que foi mantida. Além disso, as proporções de zeros e *missings* variam bastante entre as edições da Pnad, atingindo níveis mais altos nos anos finais da série.

Dessa forma, é importante ressaltar que as séries da J-divergência a serem apresentadas neste artigo referem-se à desigualdade entre os domicílios que informam ter alguma renda na Pnad, não a todos os domicílios do país. Para dimensionar o que foi deixado de lado e pode afetar as estimativas, serão apresentadas séries históricas das proporções de zeros e *missings* e do índice Theil-T com e sem a inclusão das rendas informadas com valor zero.

Para o cálculo da J-divergência e dos índices T e L de Theil, foram adaptadas rotinas de Stata disponibilizadas por Rohde (2016) na página de seu artigo no *site* do Journal of the Royal Statistical Society. A programação adaptada para este artigo pode ser consultada em Hecksher (2017).

Em busca de comparabilidade aos resultados obtidos por Rohde (2016) a partir de pesquisas domiciliares amostrais realizadas nos Estados Unidos, na Alemanha e na Grã-Bretanha, são apresentadas séries brasileiras da J-divergência da renda mensal domiciliar equivalente, dada pela renda de todas as fontes de todos os membros do domicílio dividida pela raiz quadrada do número de moradores.<sup>11</sup> Para ser comparável à maioria dos estudos brasileiros sobre desigualdade, são analisadas também séries da renda mensal domiciliar *per capita*, dada pela renda de todas as fontes de todos os membros do domicílio dividida pelo número de moradores.

Como é comum em comparações internacionais, os números cotejados podem ser afetados por especificidades das fontes de dados de cada país. As bases dos três países analisados por Rohde (2016) provêm de versões nacionais da *cross-national equivalent file* (CNEF), elaboradas para manter homogeneidade de conceitos e variáveis, mas também com idiosincrasias locais.

Um aspecto potencialmente relevante para o estudo da desigualdade é a previsão, na metodologia daquelas pesquisas, de critérios heterogêneos de *top coding*, ou seja, truncamento das rendas acima de diferentes valores em cada país. No entanto, Rohde (2016) argumenta que essa restrição costuma ser inócua na maioria das edições analisadas, com raras observações nos tetos predefinidos e frequentes ondas sem nenhuma renda truncada. As notas metodológicas da Pnad não mencionam truncamento de rendas, para as quais o questionário mostra campos a serem preenchidos com um inteiro de até doze dígitos.<sup>12</sup> Embora os tetos da CNEF nos outros países (convertidos em reais mensais) não sejam tão altos quanto esse limite computável na Pnad, são mais altos do que qualquer renda de

---

11. Há diversas outras escalas de equivalência usadas na literatura, sempre com vistas a descontar possíveis economias de escala ignoradas quando se calcula a renda domiciliar *per capita*. A hipótese é que o custo de prover o mesmo nível de bem-estar a um morador adicional seja menor que o dos anteriores. A escala adotada neste capítulo foi escolhida para garantir comparabilidade aos dados internacionais disponíveis.

12. Isso permitiria registrar rendas mensais de quase R\$ 1 trilhão, mais que o dobro do produto interno bruto (PIB) mensal do país. A mais alta renda individual de todas as fontes registrada na Pnad foi de R\$ 351.600 em 2012.

fato registrada na Pnad. Na hipótese do artigo tomado como base, esse aspecto não impede a comparação.

Outra diferença está nos períodos de referência. Enquanto a Pnad registra as rendas obtidas em um mês de referência, a CNEF permite ao entrevistado definir a frequência em que costuma ser remunerado e, então, informar a renda obtida no seu próprio período de referência. Depois, na base de dados, as rendas são apresentadas em termos anuais. Isso evita a ocorrência de rendas nulas, sequer consideradas no artigo ou na programação de Stata que o acompanha. No caso da Pnad, como foi mencionado, serão apresentadas séries que ajudam a dimensionar os potenciais problemas resultantes da exclusão de rendas nulas e indisponíveis.

Uma terceira diferença entre os indicadores utilizados é que os dados estrangeiros referem-se à renda disponível, ou seja, após o desconto de impostos e outros tributos. As notas metodológicas da Pnad fazem referência a um conceito de renda bruta como base teórica ao rendimento do trabalho de empregados e trabalhadores domésticos investigado, mas o questionário, por si só, não deixa isso explícito para o entrevistado. É razoável esperar que, entre esses grupos, a maioria das respostas sobre o “rendimento mensal que [você/ele/ela] ganhava normalmente” tenda a excluir os tributos descontados em folha.<sup>13</sup>

### 3.2 Principais resultados com a série da Pnad

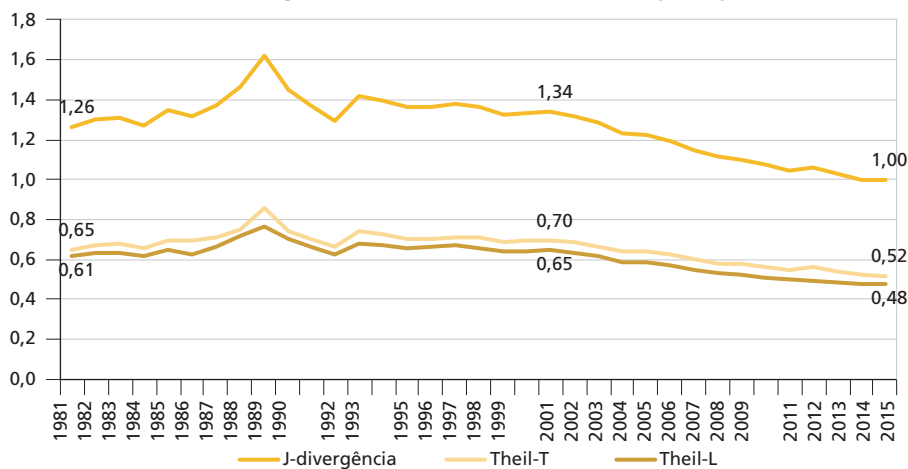
As trajetórias de índices de desigualdade de variáveis de renda calculáveis com a Pnad anual têm sido acompanhadas e analisadas em muitas publicações. Com base nos domicílios com informação de rendas totais positivas nos microdados da Pnad de todo o Brasil, exceto da área rural da região Norte, esta seção apresenta séries 1981-2015 da J-divergência da *renda mensal domiciliar per capita* e da *renda mensal domiciliar equivalente*, além de decomposições desse índice de desigualdade por estratos de renda.

O gráfico 2 mostra a evolução da J-divergência e dos índices T e L de Theil da *renda mensal domiciliar per capita*. Como  $J = T + L$ , a linha de cima representa a soma dos valores das duas outras linhas. Nesse e em outros gráficos a seguir, os valores referentes aos anos não rotulados no eixo horizontal são interpolações lineares, porque nessas ocasiões a pesquisa não foi coletada.

---

13. Segundo o IBGE (2016, p. 24), “entende-se por remuneração bruta o pagamento sem excluir o salário-família e os descontos correspondentes aos pagamentos de instituto de Previdência, Imposto de Renda, faltas etc., e não incluindo o 13º salário (14º, 15º etc.) e a participação nos lucros paga pelo empreendimento aos empregados”.

GRÁFICO 2  
Brasil: índices de desigualdade da renda mensal domiciliar *per capita* (1981-2015)



Fonte: Pnad/IBGE.

Os dois índices de Theil descrevem trajetórias parecidas e, por definição, todas as variações percentuais da J-divergência são intermediárias às de T e L. No período de 1981 a 2001, as três linhas oscilaram fortemente em anos específicos, mas o século XXI começou com os índices em níveis superiores aos de vinte anos antes. A partir de 2001, os três índices diminuem quase continuamente. A estimativa pontual do Theil-L aumenta apenas na terceira casa decimal em 2015, enquanto as do Theil-T e da J-divergência sobem no ano de 2012, mas voltam a cair e chegam a seus menores níveis em 2015.

Essas trajetórias são consistentes com as estimativas de vários outros trabalhos. O índice de Gini dos rendimentos do trabalho das pessoas economicamente ativas já seguia uma trajetória de queda desde 1998, desacelerada a partir de 2011 e revertida em 2015 (Hoffmann, 2016), mas o Gini da renda mensal domiciliar *per capita* – o indicador de desigualdade mais destacado nas análises brasileiras – também só começa a diminuir persistentemente a partir da variação observada entre 2001 e 2002.

Há muitos trabalhos sobre as causas da queda da desigualdade de renda mensal domiciliar *per capita* observada na Pnad a partir de 2001, decompondo a dinâmica de diferentes índices de desigualdade pelas fontes de renda investigadas na pesquisa. Ipea (2013) destaca a importância dos rendimentos do trabalho, a principal fonte das rendas observadas na Pnad e responsável por 55% da redução do índice de Gini de 2002 a 2012, seguida por rendas de Previdência (21%), Bolsa Família e seus

antecessores (12%), Benefício de Prestação Continuada (BPC) (6%) e outras (6%). Também ressalta a redução das desigualdades entre grupos da população, com crescimento mais intenso das rendas de pessoas com menor escolaridade, domicílios chefiados por mulheres, pessoas declaradas pretas ou pardas, moradores da região Nordeste, de áreas definidas como rurais e de municípios pequenos.

Diversas análises sublinham a contribuição da educação para a queda da desigualdade de renda na Pnad, por terem caído a desigualdade entre níveis de escolaridade na população e o prêmio salarial por anos adicionais de estudo (Ipea, 2006). Outras enfatizam o papel dos aumentos reais de salário mínimo e de benefícios previdenciários e assistenciais a ele vinculados (Brito, Machado e Kerstenetzky, 2013).

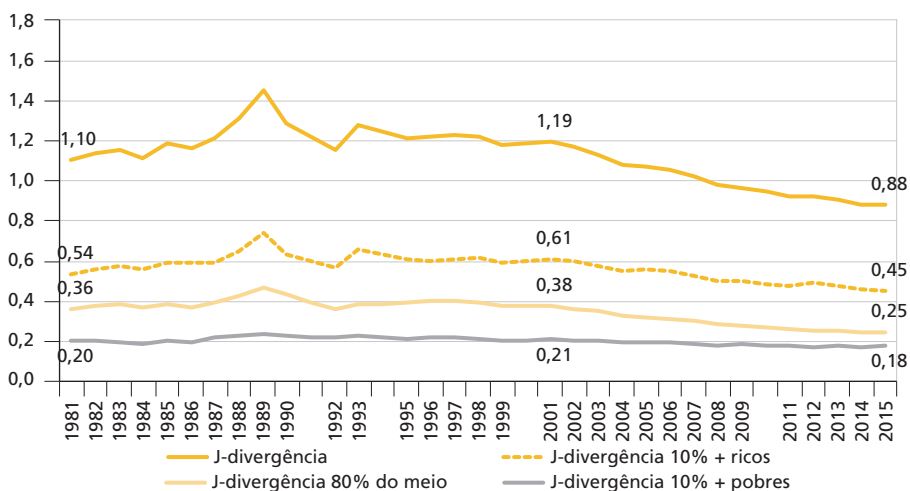
A J-divergência permite um tipo complementar de análise do nível e da trajetória da desigualdade, em que se decompõe o valor total do índice pelas contribuições de cada faixa de renda, dos mais pobres até os mais ricos. Já é usual decompor outros índices segundo as desigualdades *dentro* de cada faixa de renda, as quais, somadas à desigualdade *entre* as faixas de renda, resultam na desigualdade total. A J-divergência permite esse mesmo tipo de decomposição, mas também o apresentado a seguir, em que se quantifica a contribuição de cada indivíduo ou grupo, e a simples soma dessas contribuições já é igual à desigualdade total segundo o índice, sem restar nenhuma outra parcela.

Para garantir comparabilidade aos resultados disponíveis para outros países, aqui se decompõe, dessa forma, a J-divergência da *renda mensal domiciliar equivalente*, igual ao total das rendas de todas as fontes dos moradores de um domicílio dividido pela raiz quadrada do número de moradores do mesmo domicílio. Ao suavizar o denominador dos domicílios com mais de uma pessoa, a renda mensal domiciliar equivalente é sempre maior ou igual à renda mensal domiciliar *per capita*. Como o tamanho dos domicílios é negativamente correlacionado à renda, a desigualdade da renda mensal domiciliar equivalente tende a ser menor que a da renda mensal domiciliar *per capita*.

O gráfico 3 mostra a evolução da J-divergência total e sua decomposição entre as contribuições dos 10% mais ricos, dos 10% mais pobres e dos 80% do meio na distribuição da renda mensal domiciliar equivalente segundo a Pnad. A linha de cima descreve a soma das outras três. Comparando as linhas superiores dos gráficos 2 e 3, confirma-se que a desigualdade da renda mensal domiciliar equivalente é menor que a da renda mensal domiciliar *per capita*. As variações no tempo, porém, costumam ser parecidas. De 2001 a 2015, a J-divergência da renda mensal domiciliar *per capita* caiu 25,9%, e a da renda mensal domiciliar equivalente caiu 26,2%. De 2014 a 2015, no entanto, a primeira diminuiu 0,4% e a segunda aumentou 0,3%. As outras linhas do gráfico 3 ajudam a entender.

GRÁFICO 3

**Brasil: J-divergência da renda mensal domiciliar equivalente e contribuições de três estratos de renda (1981-2015)**



Fonte: Pnad/IBGE.

Chama a atenção que a linha referente aos 10% mais ricos corre em nível bem superior ao das duas outras faixas de renda e registra inflexões nos mesmos anos em que a J-divergência total. Todas as linhas declinam entre 2001 e 2015, o que significa que os três estratos contribuíram para reduzir a desigualdade, com as rendas de seus membros tornando-se menos “divergentes” da média. A maior queda absoluta é a do grupo mais rico (-0,15), que mantém o nível mais alto de contribuição à desigualdade total. Contudo, a queda relativa mais acentuada dá-se entre os 80% do meio (-34%). O grupo mais pobre contribui menos para o nível da desigualdade total e também para a redução observada entre 2001 e 2015, tanto em termos absolutos (-0,03) quanto em termos relativos (-15%). As contribuições dos 10% mais ricos e dos 80% do meio para a desigualdade atingem seus menores níveis em 2015. Já os 10% mais pobres tiveram sua menor contribuição à desigualdade em 2014 e a elevaram no ano seguinte.

Entre a Pnad de 2014 e a de 2015 a renda média caiu, mas as rendas dos mais pobres e dos mais ricos na pesquisa caíram mais do que a média, enquanto as rendas do grupo do meio caíram menos do que a média. Assim, a contribuição à desigualdade dos mais pobres aumentou e a dos mais ricos diminuiu. Contudo, quando se analisa a renda mensal domiciliar equivalente, a contribuição dos 10% mais pobres à J-divergência aumentou mais e a dos 10% mais ricos diminuiu bem menos do que quando se analisa a renda mensal domiciliar *per capita*. Por isso, de 2014 a 2015, a estimativa da J-divergência registra uma leve redução no gráfico 2, mas uma leve alta no gráfico 3.

Ao serem divididos os valores das três linhas inferiores pelos valores da linha superior do gráfico 3, são obtidas as participações dos 10% mais ricos, dos 80% do meio e dos 10% mais pobres na desigualdade total em cada ano. Essas séries são apresentadas em percentuais no gráfico 4. O primeiro fato a ser destacado nele é que os 10% mais ricos respondem por mais de 50% da desigualdade total na maioria das edições da Pnad analisadas e em todos os anos desde 1998. No fim da série, a participação dos 10% mais ricos na J-divergência é de 51,5%. Esse nível supera os encontrados por Rohde (2016) nos três países que analisou: Grã-Bretanha (41%), Alemanha (44%) e Estados Unidos (45%).

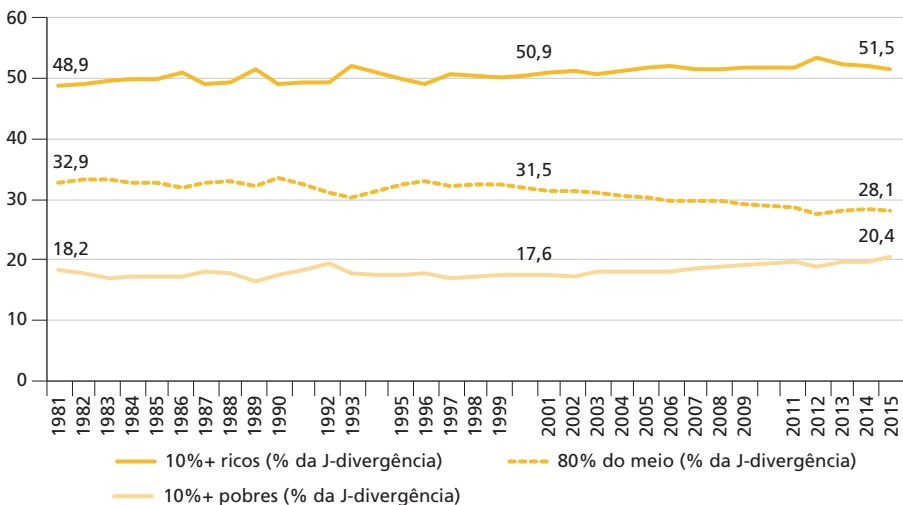
Além de o Brasil registrar maiores níveis de desigualdade e maior participação dos mais ricos na renda total em comparação com esses três outros países, o que já é bastante conhecido, constata-se que o Brasil também tem uma fração maior de sua desigualdade total determinada pelas fatias da renda total auferidas pelos mais ricos. Movimentos distributivos entre os 90% mais pobres afetam menos da metade da desigualdade total segundo a J-divergência. Por outro lado, mais da metade da desigualdade total é afetada por redistribuições entre os 10% mais ricos.

Como explicado na seção 2, a sensibilidade da J-divergência às rendas mais altas é maior que a de outros índices, mas é menor que a do Theil-T. Neste último índice, portanto, a desigualdade entre os mais ricos tende a ser ainda mais preponderante.

#### GRÁFICO 4

#### Brasil: participações de três estratos de renda na J-divergência da renda mensal domiciliar equivalente (1981-2015)

(Em %)



Fonte: Pnad/IBGE.



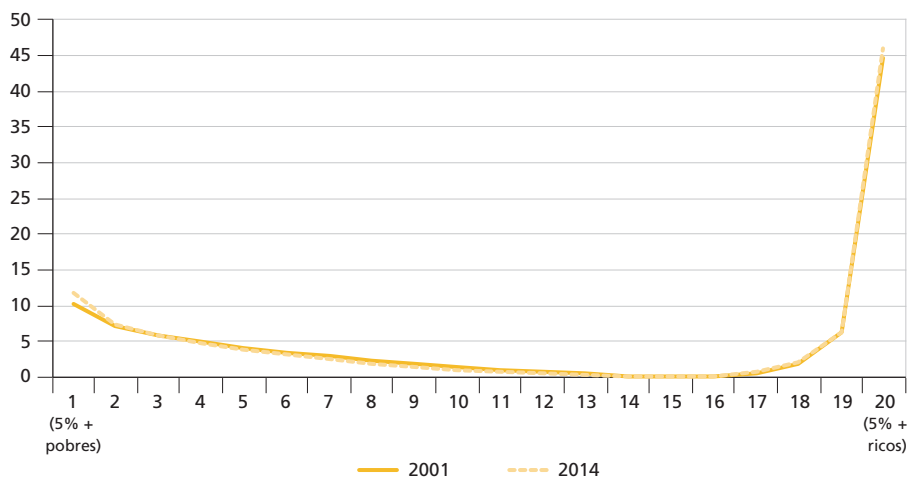
Outro fato relevante que se torna mais nítido no gráfico 4 é que, no período 2001-2015, em que a desigualdade na Pnad diminuiu, os 80% do meio reduzem sua participação na desigualdade (-3,4 pontos percentuais – p.p. –, de 31,5% para 28,1%), o que é compensado por aumentos nas participações do grupo mais pobre (+2,8 p.p., de 17,6% para 20,4%) e do grupo mais rico (+0,6 p.p., de 50,9% para 51,5%).

Ainda que se exclua 2015 da análise, permanece a conclusão de que o grupo do meio deu a maior contribuição relativa para a queda da desigualdade entre 2001 e 2014, enquanto os dois grupos extremos, ao contribuírem menos, aumentaram suas participações na desigualdade total. O gráfico 5 compara as participações na J-divergência total de cada vigésimo da distribuição da renda mensal domiciliar *per capita* (dos 5% mais pobres até os 5% mais ricos) nos anos de 2001 e 2014.

GRÁFICO 5

**Participação na J-divergência da renda mensal domiciliar *per capita* por vigésimo da distribuição (2001 e 2014)**

(Em %)



Fonte: Pnad/IBGE.

O 15º vigésimo é o que inclui a média em ambos os anos,<sup>14</sup> o que limita grandes níveis e variações da “divergência local” em relação à média. Em contraste,

14. O 15º vigésimo, que abrange os quantis entre 0,7 e 0,75, inclui a média em quase todas as edições da Pnad desde 1981. A única exceção é 1989, pico das séries de desigualdade, quando a média superou 75,2% dos valores positivos da renda mensal domiciliar *per capita*. De 2001 a 2014, a média aproximou-se da mediana, mas passando do quantil 0,743 ao 0,718.

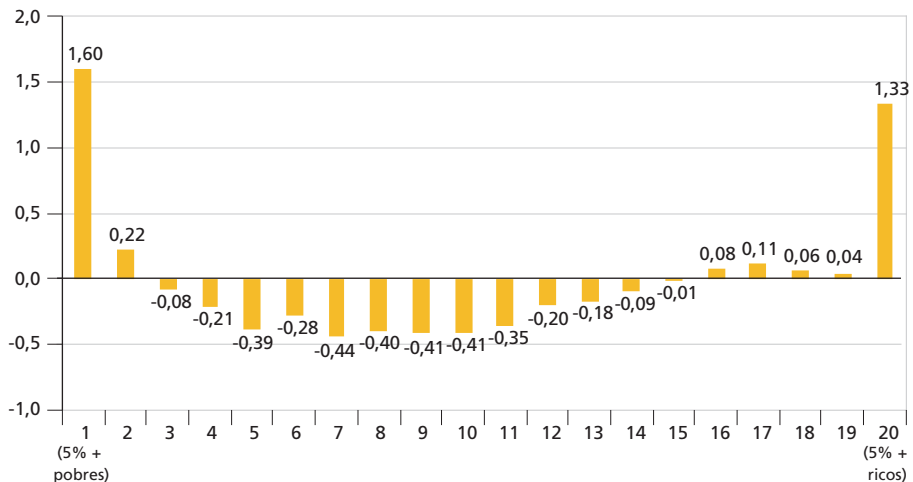
há uma forte concentração das “divergências” no vigésimo mais rico da população. Como foi dito anteriormente, o décimo mais rico responde por mais de 50% da desigualdade total, mas a maior parte dessa sua participação está concentrada na metade mais rica do grupo, que responde, sozinha, por mais de 45% da J-divergência total. A distinção entre as duas linhas é tênue na maioria dos pontos, mas chama a atenção o aumento da participação dos 5% mais pobres na desigualdade total entre 2001 e 2014.

O gráfico 6 ressalta as variações, em p.p., das participações de cada vigésimo da distribuição entre 2001 e 2014, ou seja, as diferenças entre as duas linhas do gráfico anterior, mas em escala ampliada. Variações no 15º vigésimo são limitadas por construção, já que ele inclui a média nos dois anos comparados. O que ocorre nos demais vigésimos, por outro lado, deve guardar relação com fatores importantes para o crescimento das rendas em cada grupo. Por isso, a evidência de que os grupos extremos contribuíram relativamente menos que o do meio para reduzir a desigualdade na Pnad desde 2001 levanta questões importantes sobre as relações entre as políticas públicas e as dinâmicas de mercado experimentadas no Brasil e seus efeitos sobre índices de desigualdade.

GRÁFICO 6

**Varição da participação na J-divergência da renda mensal domiciliar *per capita* por vigésimo da distribuição (2001-2014)**

(Em p.p.)



Fonte: Pnad/IBGE.

É possível que a formalização do trabalho e os aumentos do salário mínimo tenham sido importantes para reduzir a participação do grupo do meio na J-divergência. Entretanto, como os mais pobres podem ter contribuído menos para a queda desse índice de desigualdade do que o grupo do meio se sua renda cresceu mais?

Segundo a fórmula da J-divergência, a contribuição de uma pessoa ao índice é proporcional ao produto de duas distâncias entre sua renda ( $x_i$ ) e a renda média da população ( $\mu$ ): a distância linear em razão da média  $\left| \frac{x_i - \mu}{\mu} \right|$  e a distância em logaritmo natural  $|\ln(x_i) - \ln(\mu)|$ . No caso desta última distância, quando duas rendas permanecem abaixo da média tendo experimentado a mesma taxa de crescimento, seus movimentos de aproximação à média são idênticos. Já no caso da distância linear em razão da média, o nível de partida importa. Os 5% mais pobres podem ter experimentado o mesmo crescimento de 6% ao ano (a.a.) que o quarto vigésimo entre 2001 e 2014, mas é claro que o aumento absoluto na renda dos mais pobres, expresso em p.p. da média, foi mais modesto.<sup>15</sup> Isso explica por que a participação dos 5% mais pobres na J-divergência aumenta enquanto a do quarto vigésimo cai.

#### 4 ANÁLISE DE ROBUSTEZ PARA AS CONTRIBUIÇÕES NOS EXTREMOS DA DISTRIBUIÇÃO

Como as estimativas apresentadas até aqui simplesmente descartam domicílios com renda reportada como nula ou indisponível na Pnad, o gráfico 7 mostra como a proporção de pessoas nessas situações varia no tempo. A linha superior desse gráfico registra que, em 1981, essa proporção era de apenas 1,5%; no entanto, ela cresce ao longo do tempo, chegando a 6,7% em 2013. Note-se que, para uma análise baseada exclusivamente na J-divergência, o problema da renda nula é mais incômodo, visto que há outros índices cujo cômputo permite a incorporação de domicílios com renda nula. Já o problema da indisponibilidade de valores de renda para alguns domicílios afeta todo e qualquer índice de desigualdade.

As demais linhas do gráfico mostram que a indisponibilidade de valores para a renda é um problema mais frequente que a renda nula e responsável pelo crescimento mencionado. No período analisado, a proporção de rendas indisponíveis aumentou, mas a de rendas nulas diminuiu, tornando-se inferior a 0,5% em 2015.

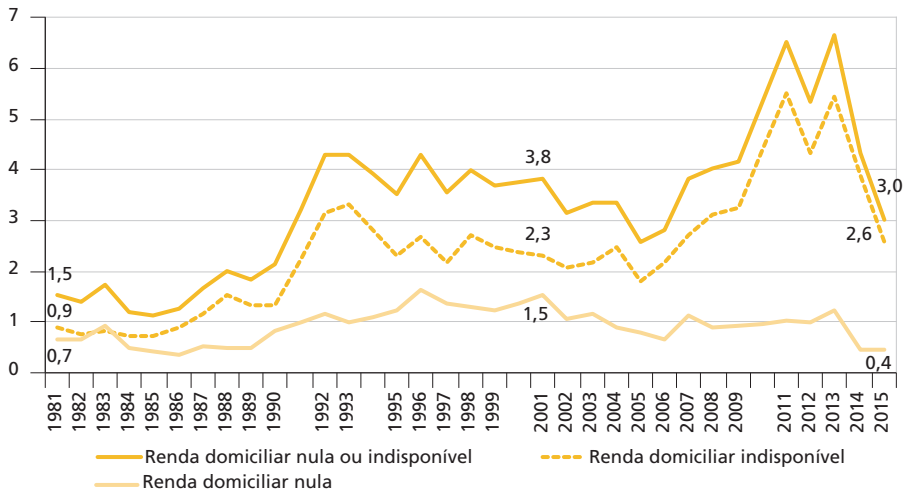
---

15. Dito de outra forma, o aumento da fração dos mais pobres na renda total foi menor, em p.p. da renda total, já que a mesma taxa de crescimento incidiu sobre uma fração menor.

GRÁFICO 7

**Proporções da população com renda mensal domiciliar nula e indisponível (1981-2015)**

(Em %)



Fonte: Pnad/IBGE.

**4.1 Influência da exclusão de indivíduos com renda zero**

Apesar de termos um percentual relativamente pequeno de domicílios com renda nula, é possível que nossas análises da seção anterior tenham tido uma influência considerável da exclusão desses domicílios, haja vista a alta sensibilidade da J-divergência a valores de renda baixos. O objetivo desta subseção é apresentar resultados que permitam, de forma indireta, apontar indícios dessa influência da retirada de domicílios com renda nula no cômputo da contribuição da renda dos mais ricos na desigualdade. Explora-se o fato de que o Theil-T pode ser computado incorporando domicílios com renda nula, conforme já mencionado.<sup>16</sup>

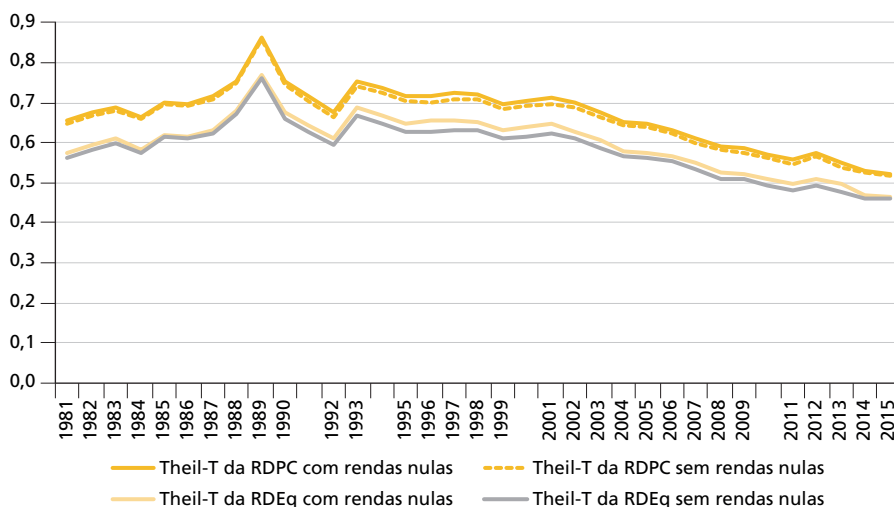
O gráfico 8 mostra como as trajetórias do Theil-T da renda mensal domiciliar *per capita* e da renda mensal domiciliar equivalente são afetadas pela inclusão ou não das rendas nulas da Pnad, o que ajuda a dimensionar quanta desigualdade ou variação dela deixou de ser considerada nas análises da última seção pela necessidade de excluir o conjunto de domicílios com renda reportada como nula. Pode-se observar que a incorporação dos domicílios com renda nula no cômputo do Theil-T faz pouca diferença. Em 2001,

16. Rendas muito baixas exercem maior influência sobre a J-divergência (e o Theil-L) do que sobre o Theil-T, mas as situações em que a renda domiciliar é reportada como nula no mês de referência nem sempre se assemelham às de renda muito baixa. Embora a J-divergência e o Theil-L não possam ser definidos na presença de rendas nulas, este exercício explora a viabilidade de observar ao menos como varia o Theil-T – que, somado ao Theil-L, resulta na J-divergência – quando considera as situações de renda nula, a parte de seu domínio que não é compartilhada pelos dois outros índices de desigualdade.

ano com frequência relativamente alta de domicílios com renda nula na Pnad, a inclusão desses domicílios no cômputo do Theil-T da renda mensal domiciliar *per capita* aumenta o seu valor em 2,27%, e o Theil-T da renda mensal domiciliar equivalente em 4,21%. Com a menor proporção de rendas nulas na Pnad de 2015, esses percentuais caem, respectivamente, para 0,87% e 1,41%.

GRÁFICO 8

**Evolução do índice de Theil-T com e sem domicílios com renda mensal domiciliar nula (1981-2015)**



Fonte: Pnad/IBGE.

## 4.2 Influência de sub-representação da renda dos mais ricos na Pnad

Trabalha-se aqui com o cenário no qual a distribuição de renda observada nos dados da Pnad apresenta valores subestimados para o seu topo, conforme evidências já mencionadas anteriormente. A expectativa de que a Pnad subestime especialmente as rendas mais altas é justificada pelos padrões esperados de não resposta diferencial às pesquisas domiciliares. Em primeiro lugar, os entrevistadores podem ter mais dificuldade em acessar os domicílios mais ricos, excluindo as rendas mais altas da amostra. Além disso, a pesquisa pode ter limitações mais graves em aferir corretamente as rendas oriundas de fontes mais prevalentes entre os mais ricos, como lucros, juros e aluguéis, sendo mais acurada no caso das rendas do trabalho e, possivelmente, de benefícios sociais.

### 4.2.1 Método de correção via integração dos dados da Pnad com dados do IRPF

Para analisar as possíveis limitações da Pnad objetivando captar a renda no topo da distribuição, optou-se por combinar os dados dessa pesquisa com os de tabulações

do Imposto de Renda da Pessoa Física (IRPF) segundo um dos métodos utilizados por Medeiros, Souza e Castro (2015) e Souza (2016). A partir da última tabulação do IRPF disponibilizada pela Receita Federal do Brasil (RFB), referente a 2014, foram estimadas as rendas pessoais dos 10% mais ricos da população adulta do país, e estas foram combinadas às obtidas da Pnad para os outros 90%. Em seguida, com a base integrada de dados da Pnad e do IRPF, analisou-se o que muda na J-divergência e em sua decomposição.

Há que se reconhecer que os dados disponíveis do IRPF também apresentam suas limitações. Por exemplo, Hoffmann (2016) levanta a possibilidade de que, nas declarações do IRPF, os rendimentos de aplicações financeiras estejam drasticamente superestimados ao não excluírem a correção monetária, embutida na variação nominal que os bancos informam como renda. De todo modo, as declarações à RFB ainda podem ser tomadas como o melhor instrumento à mão para se obter uma estimativa mais próxima do verdadeiro nível da renda dos mais ricos.

Divulgada em outubro de 2016 na internet,<sup>17</sup> a tabela do IRPF utilizada aqui é apenas uma entre as 23 que resumem os grandes números das declarações entregues pelos contribuintes em 2015 sobre seus rendimentos obtidos ao longo do ano de 2014. Os totais de declarações, rendimentos, deduções, impostos, ativos e passivos declarados são abertos em cada tabela por diferentes categorias, como sexo, município, faixa etária, natureza da ocupação, ocupação principal ou faixa de renda mensal em múltiplos do salário mínimo (SM). A tabela usada nesta seção resume as 27.581.083 declarações por dezessete faixas de rendimentos totais declarados, de até meio SM a mais de 320 SMs mensais.<sup>18</sup>

Para partir desses valores agregados em dezessete classes e estimar uma distribuição contínua de rendas associadas a cada quantil da população, é necessário adotar um conjunto de hipóteses, com variados graus de realismo. A principal é que as rendas totais de cada um dos adultos mais ricos do país, até algum percentual da população, estejam corretamente declaradas na base do IRPF. Antes que o leitor revolte-se com a ingenuidade desse pressuposto, esclareça-se que o objetivo da estimativa não é apontar o “verdadeiro” valor das rendas, mas atenuar sua subestimação em relação ao que se obtém com uma pesquisa domiciliar.

Conforme Souza (2016), adotou-se como base para a população total a estimativa do IBGE para o número de pessoas que residiam no Brasil em 1º de julho

17. Vários anos disponíveis em: <<https://goo.gl/CdkS3f>>. Acesso em: 13 nov. 2018.

18. Essa última divulgação foi a mais detalhada dos últimos anos, mas análises importantes poderão passar a ser feitas se forem publicamente divulgadas tabulações cruzando as várias aberturas e integrando dados de pessoas físicas e jurídicas. Amostras de microdados longitudinais desidentificados, respeitando o sigilo fiscal, permitiriam ainda compreender como situações individuais alteram-se entre diferentes anos nas declarações.

de 2014 e tinham 20 anos de idade ou mais.<sup>19</sup> Em linha com os autores citados e outros como Piketty (2014) e Atkinson (2015), realizou-se uma interpolação de Pareto a partir desse conjunto de dados para estimar a distribuição dentro de cada faixa de renda.

A distribuição proposta por Vilfredo Pareto no fim do século XIX para modelar as rendas mais altas supõe que a proporção da população com ganhos superiores a um certo valor  $y$  seja proporcional a  $y^{-\alpha}$ , em que  $\alpha$  é o chamado coeficiente de Pareto. Permitindo que esse e outros parâmetros variem para diferentes estratos de renda, os autores citados interpolam tabulações como a utilizada nesta seção.

Adaptando a notação de Souza (2016), para uma dada população total, sejam  $inf_j$  o limite inferior de determinada faixa de renda;  $p_j$  a proporção da população com renda superior a  $inf_j$  nos dados; e  $\bar{x}(\cdot)$  a função para a renda média acima de um determinado valor. Assim, são estimados três parâmetros de Pareto:

$$\beta = \frac{\bar{x}(inf_j)}{inf_j}, \quad (5)$$

$$\alpha = \frac{\beta}{\beta-1} \quad (6)$$

e

$$k = inf_j p_j^{\frac{1}{\alpha}}. \quad (7)$$

Com esses parâmetros, estimam-se os valores de interesse. O percentil 99 das rendas, por exemplo, acima do qual se encontra 1% da população, pode ser estimado por  $P99 = \frac{K}{0,01^{\frac{1}{\alpha}}}$ , e a renda média do centésimo mais rico pode ser estimada por  $\beta P99$ . O apêndice mostra os dados originais utilizados e os passos e os resultados da interpolação.

Tendo-se um modelo para estimar as rendas mais altas a partir do IRPF, o passo seguinte é integrá-las a estimativas para as rendas mais baixas obtidas a partir da Pnad. Há países em que as declarações de IRPF cobrem mais de 90% da população. No Brasil, elas correspondem a aproximadamente um quinto da população adulta, mas não necessariamente ao quinto mais rico. Embora também apresentem encaixes em quantis alternativos, Medeiros, Souza e Castro (2015) sustentam, a partir dos

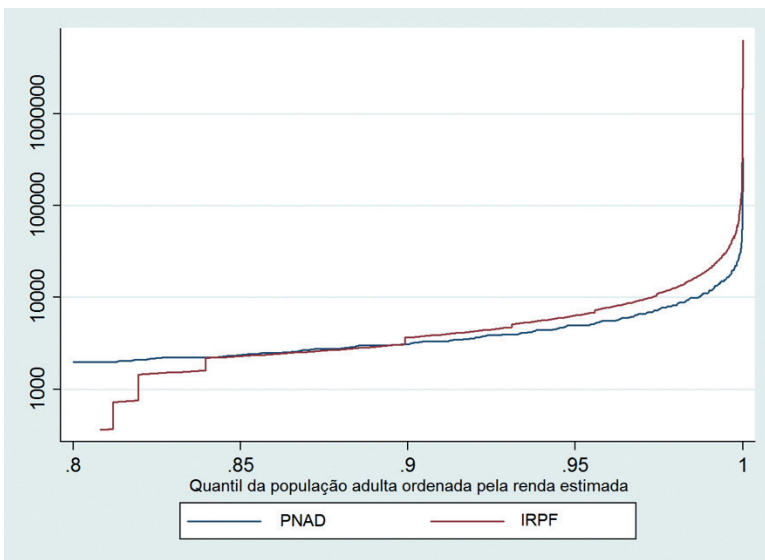
19. Na abertura por faixa etária apresentada pela RFB para 2014, menos de 0,2% das declarações são de pessoas com até 18 anos de idade, e é provável que elas se concentrem mais nas faixas de menor rendimento, que serão ignoradas após o encaixe à Pnad. Na faixa etária seguinte, de 19 a 30 anos, a RFB contabiliza 10,5% das declarações.

dados de diferentes anos, ser razoável que as rendas do décimo mais rico sejam estimadas com o IRPF, e as dos nove demais décimos com as da Pnad.

Em 2014, de fato, quando se excluem da Pnad as rendas indisponíveis (2,1% do total), as rendas estimadas com o IRPF são todas mais altas que as da Pnad a partir do quantil 0,899. Note-se que, para esta seção, foram consideradas da Pnad as rendas individuais de todas as fontes, em todo o país (incluindo áreas rurais da região Norte), de pessoas com 20 anos de idade ou mais, deflacionadas para 1º de julho, conforme Corseuil e Foguel (2002). Para compatibilizar às rendas anuais do IRPF divididas por doze, as rendas mensais da Pnad foram acrescidas de duodécimos referentes ao 13º salário para trabalhadores formais, aposentados e pensionistas, e ao adicional de férias para trabalhadores formais.

O gráfico 9, apresentado em escala logarítmica e truncado nos quantis populacionais abaixo de 0,8 e nas rendas mensais acima de R\$ 10 milhões, mostra que há um trecho em que as estimativas da Pnad e do IRPF se sobrepõem. O gráfico sugere que seria arriscado adotar estimativas do IRPF para mais de 15% da população, pois quase um quarto das declarações tabuladas pela RFB tem valores muito baixos, em patamares discrepantes do restante da base. Por outro lado, adotar as estimativas do IRPF para os 10% mais ricos, como se optou por fazer neste capítulo, implica aumentar as rendas da Pnad de um décimo da população considerada.

**GRÁFICO 9**  
**Renda individual mensal por quantil da população (2014)**  
(Em R\$)



Fontes: Pnad/IBGE e IRPF/RFB.

Obs.: Gráfico cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).



Após ser realizado esse encaixe absoluto<sup>20</sup> das duas distribuições no quantil 0,9, foram excluídas as pessoas com rendas nulas na Pnad (15,8% do total) e, então, redefinidos os respectivos quantis conforme a população remanescente. As estatísticas e análises apresentadas a seguir referem-se a essa base integrada Pnad-IRPF 2014, somente com rendas positivas para permitir o cálculo da J-divergência.

#### 4.2.2 Resultados da base integrada Pnad-IRPF 2014

A substituição das mais altas rendas individuais que os entrevistados da Pnad informaram ao IBGE por estimativas baseadas nas mais altas rendas declaradas à RFB aumenta a parcela da renda total concentrada pelos mais ricos e também a desigualdade dentro desse grupo. Essas duas mudanças tornam a desigualdade mais alta na base integrada Pnad-IRPF.

Entre a distribuição das rendas positivas de todas as fontes dos adultos da Pnad 2014 e a da base integrada Pnad-IRPF 2014, a J-divergência aumenta seu valor em 92%, de 0,971 para 1,867. Esse aumento é menor que o do Theil-T (+123%, de 0,517 para 1,151) e maior que o do Theil-L (+58%, de 0,454 para 0,716), devido às diferentes sensibilidades desses índices às rendas mais altas.

O índice de Gini sobe de 0,497 para 0,619. Sua escala de 0 a 1 dificulta a comparação de seu movimento com o dos outros índices. Para se ter ideia da relevância, esse aumento de 0,122 é maior que a amplitude de todas as variações do Gini da renda mensal domiciliar *per capita* brasileira na série histórica da Pnad. Também seria suficiente para tornar o Uruguai mais desigual que o Brasil, ou a Dinamarca mais desigual que o Uruguai.

Mais que meros exercícios teóricos, essas considerações ajudam a esclarecer o sentido e o valor da mudança distributiva implicada na integração Pnad-IRPF e no consequente aumento de diferentes índices de desigualdade. Servem também para introduzir os principais resultados da seção, tornando mais nítido o significado da extrema concentração observada quando se decompõe a J-divergência por estratos de renda. Se nas seções anteriores verificou-se que o décimo mais rico explicava mais da metade da J-divergência da renda domiciliar *per capita* no Brasil, o uso dos dados do IRPF faz com que baste o centésimo mais rico para explicar mais da metade desse índice de desigualdade no caso da renda pessoal dos adultos.

A tabela 1 detalha como participam da J-divergência diversos estratos, definidos por rendas expressas aos preços de 1º de julho de 2014. Tomando a primeira linha como exemplo, vê-se que o “teto”, ou limite superior das rendas mensais estimadas dos 5% mais pobres em 2014, era de R\$ 198, e a renda média desse grupo era de

20. Assim se denomina o método de encaixe adotado por Medeiros, Souza e Castro (2015). Ao incorporar períodos de alta inflação à análise, Souza (2016) optou por outro método de estimação da desigualdade, baseado na propriedade de decomposição do índice de Gini em grupos não sobrepostos.

R\$ 128, o que lhe permitiu apropriar-se de apenas 0,3% da renda total do país. Finalmente, as contribuições individuais dos 5% mais pobres à J-divergência somaram 7,7% do total desse índice de desigualdade.

TABELA 1

**Resumos selecionados das distribuições estimadas da renda mensal de adultos com renda (2014)**

	Teto (R\$)	Média (R\$)	Renda (%)	J-divergência (%)
5% mais pobres	198	128	0,3	7,7
10% mais pobres	396	216	0,9	12,7
20% mais pobres	737	424	3,5	18,1
40% mais pobres	892	601	9,8	26,5
50% mais pobres	1.101	678	13,9	29,4
Abaixo da média	2.441	1.041	35,3	32,7
80% do meio	4.128	1.327	43,5	20,4
	Piso (R\$)	Média (R\$)	Renda (%)	J-divergência (%)
20% mais ricos	2.202	8.212	67,3	67,3
Acima da média	2.441	9.165	64,7	67,3
10% mais ricos	4.129	13.576	55,6	66,9
5% mais ricos	7.515	21.720	44,5	64,2
1% mais rico	23.001	60.460	24,8	50,1
0,1% mais rico	89.826	264.029	10,8	30,5
0,01% mais rico	443.437	1.176.447	4,9	17,1

Fonte: Base integrada Pnad-IRPF 2014.

Na outra ponta, o décimo de milésimo (0,01%) mais rico é um grupo em que todas as rendas estimadas superavam o seu “pisso” de mais de R\$ 443 mil mensais, com a renda média do estrato chegando a mais de R\$ 1 milhão por mês em 2014. Esse pequeno grupo, com apenas 1/10.000 da população, concentrou 4,9% da renda total do país, e, sozinho, explicou 17,1% da desigualdade total estimada por meio da J-divergência.

Isso mostra como as rendas estimadas com base no IRPF acentuam a concentração da desigualdade entre os mais ricos. O centésimo mais rico passa a explicar 50,1% da J-divergência, e o décimo mais rico, 66,9%. Assim, um pequeno aumento da desigualdade entre os mais ricos pode ter mais peso na desigualdade total do que uma grande queda da desigualdade entre o restante da população. Na integração Pnad-IRPF, as trajetórias dos índices sintéticos de desigualdade tendem a ser ainda mais dominadas pelo crescimento das rendas mais altas e tornam-se menos sensíveis às variações das rendas mais baixas.

No caso da J-divergência, esse desequilíbrio é visivelmente grande. Os mais pobres ainda entram na conta, mas a preponderância dos mais ricos na trajetória do índice fica exacerbada em um contexto de desigualdade tão extrema. Aumentos nas frações da renda total recebidas pelos 5% mais pobres incidem sobre apenas 7,7% do indicador. Mesmo que se considerem as frações da renda auferidas pelos 40% mais pobres, grupo alvejado pela meta 10.1 dos objetivos de desenvolvimento sustentável (ODS) da Organização das Nações Unidas (ONU), suas variações só incidem em 26,5% da J-divergência na base integrada.

## 5 CONCLUSÕES

O uso da J-divergência como índice de desigualdade, ainda pouco difundido na literatura socioeconômica, permite explorar questões até agora não muito estudadas, mas relevantes para a compreensão do fenômeno. Os resultados para o Brasil apresentados neste artigo mostram que, além de a renda nacional ser muito concentrada nos estratos mais ricos, o que já era sabido, a participação desses grupos é muito preponderante em ao menos um índice sintético de desigualdade. A concentração de mais da metade da J-divergência no décimo mais rico da população em todas as variáveis analisadas adiciona um novo aspecto à já conhecida excepcionalidade da desigualdade brasileira. Afinal, desde 1981 a participação desse grupo na J-divergência total supera as encontradas nos três países para os quais Rohde (2016) calculou séries análogas: Estados Unidos, Alemanha e Grã-Bretanha.

Além disso, os resultados evidenciam que, ao menos no Brasil, esse indicador sintético de desigualdade – assim como é provável ocorrer a outros, em diferentes graus – é majoritariamente determinado pelo que ocorre às participações na renda total das pessoas mais ricas, sendo muito menos afetado pelas frações da renda total auferidas pelos mais pobres. Quando se consideram as informações sobre os 10% mais ricos disponíveis nas tabulações do IRPF divulgadas pela RFB, integradas às informações da Pnad sobre o restante da população, o peso dos mais ricos na desigualdade torna-se ainda mais desproporcional. Na estimação realizada após a integração desses dados domiciliares e tributários, o centésimo mais rico entre os adultos do país responde por mais da metade da J-divergência total.

Essa preponderância dos mais ricos sobre o nível e a trajetória da J-divergência pode ajudar a compreender melhor a controvérsia sobre o que, afinal, aconteceu com a desigualdade de renda no Brasil desde o início deste século. Pesquisas domiciliares mostram uma queda considerável, sobretudo a Pnad anual, cujos dados sempre foram os mais usados para acompanhar o fenômeno. No entanto, as séries de Medeiros, Souza e Castro (2015) e Souza (2016) apontam estabilidade do índice de Gini quando as rendas dos 10% mais ricos encontradas na Pnad são substituídas por estimativas a partir de tabulações anuais do IRPF.

Ao replicar um dos métodos usados por esses autores com dados da Pnad e do IRPF de 2014, constatou-se que, na distribuição encontrada, pequenas variações na distribuição entre os mais ricos podem influir muito mais na trajetória da J-divergência do que grandes alterações na distribuição entre o restante da população. Isso pode reforçar a percepção de que, em matéria de desigualdade, o que mais importa é saber o que realmente ocorre entre os ricos. Também pode reforçar a percepção do risco incorrido quando se aceitam como verdadeiras certas estimativas sobre o crescimento das rendas mais altas em lugar de outras, sejam quais forem as melhores e as piores fontes de dados para esse fim. Finalmente, pode ensejar uma discussão sobre quais índices de desigualdade seriam mais ou menos relevantes para o que se entenda como o bem-estar social almejado.

Este artigo não permite responder definitivamente se o “verdadeiro” índice de Gini das rendas caiu ou não no Brasil, mas pode ajudar a qualificar melhor a discrepância entre as histórias contadas pela Pnad e pelo IRPF e as conclusões tiradas a partir delas. Se a desigualdade considerada mais relevante for aquela que define a meta 10.1 da agenda da ONU para 2030, por exemplo, para concluir que ela caiu desde 2001, basta aceitar como crível o crescimento dos 40% mais pobres indicado pela Pnad e observar que ele supera o da renda média na própria Pnad ou nas Contas Nacionais. Se a aversão à concentração entre os mais ricos for maior, por outro lado, talvez outro indicador seja mais apropriado para monitorar nosso mal-estar social. Enfim, os dados disponíveis indicam que certas desigualdades diminuíram enquanto outras aumentaram; diferentes fontes apontam sinais contraditórios, e não é óbvio qual delas tende a errar menos quando sinaliza o crescimento das rendas.

Espera-se que a estimação da J-divergência e de sua decomposição com dados brasileiros possa contribuir para o entendimento das relações entre os diferentes estratos da distribuição de renda e os índices de desigualdade. Conhecer melhor essas relações pode ser um passo útil na definição de novas metas e ações para reduzir as desigualdades sociais.

## REFERÊNCIAS

- ATKINSON, A. B. **Desigualdade**: o que pode ser feito? São Paulo: LeYa, 2015.
- BARROS, R. P.; CURY, S.; ULYSSEA, G. A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada? Uma análise comparativa usando Pnad, POF e Contas Nacionais. *In*: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. p. 237-273.
- BORRELL, L. N.; TALIH, M. A symmetrized Theil index measure of health disparities: an example using dental caries in U.S. children and adolescents. **Statistics in Medicine**, v. 30, n. 3, p. 277-290, 2011.

BRITO, A. S.; MACHADO, D. C.; KERSTENETZKY, C. L. **A contribuição do salário mínimo para a redução recente da desigualdade na distribuição de renda no Brasil**: uma aplicação do método RIF regression. Niterói: Cede/UFF, 2013. (Texto para Discussão, n. 87).

CERIANI, L.; VERME, P. Individual diversity and the Gini decomposition. **Social Indicators Research**, v. 121, n. 3, p. 637-646, 2015.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 897).

FOSTER, J. E. An axiomatic characterization of the Theil measure of income inequality. **Journal of Economic Theory**, v. 31, n. 1, p. 105-121, 1983.

HECKSHER, M. D. **Preponderância dos ricos na desigualdade de renda no Brasil (1981-2016)**: aplicação da J-divergência a dados domiciliares tributários. Dissertação (Mestrado em População, Território e Estatísticas Públicas) – Escola Nacional de Ciências Estatísticas, Rio de Janeiro, 2017. Disponível em: <<https://goo.gl/RtR56f>>. Acesso em: 13 nov. 2018.

HOFFMANN, R. **A desigualdade relevante não caiu de 2014 a 2015**. Rio de Janeiro: Iepe; CdG, 2016. (Texto para Discussão Iepe/CdG, n. 37).

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Mensal de Emprego**. 2. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. (Série Relatórios Metodológicos, n. 23).

\_\_\_\_\_. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**: síntese de indicadores 2015. Rio de Janeiro: IBGE, 2016.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil. *In*: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. p. 15-85.

\_\_\_\_\_. **Dois décadas de desigualdade e pobreza no Brasil medidas pela Pnad/IBGE**. Brasília: Ipea, 2013. (Comunicados do Ipea, n. 159).

JEFFREYS, H. F. R. S. An invariant form for the prior probability in estimation problems. **Proceedings of the Royal Society A – Mathematical and Physical Sciences**, v. 186, n. 1007, p. 453-461, 1946.

KENDALL, M.; STUART, A. **The advanced theory of statistics**. Michigan: Hafner Publishing, 1958. v. 1.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F. A estabilidade da desigualdade no Brasil entre 2006 e 2012: resultados adicionais. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 46, n. 3, p. 7-31, 2016.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F.; CASTRO, F. Á. A estabilidade da desigualdade de renda no Brasil, 2006 a 2012: estimativa com dados do imposto de renda e pesquisas domiciliares. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 20, n. 4, p. 971-986, 2015.

NERI, M. **Evolução recente da miséria**. Rio de Janeiro: CPS; Ibre; FGV, 2004.

PIKETTY, T. **O capital no século XXI**. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2014.

ROHDE, N. J-divergence measurements of economic inequality. **Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)**, v. 179, n. 3, p. 847-870, 2016.

SOARES, S. S. D. O ritmo na queda da desigualdade no Brasil é aceitável? **Revista de Economia Política**, v. 30, n. 3, p. 364-380, 2010.

SOUZA, P. H. G. F. **A desigualdade vista do topo**: a concentração de renda entre os ricos no Brasil, 1926-2013. 2016. Tese (Doutorado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2016.

THEIL, H. **Economics and information theory**. Amsterdam: North-Holland, 1967.

## APÊNDICE

TABELA A.1

## Tabulação do IRPF 2014 e interpolação de Pareto

Faixa em SMS mensais	Mais de ...R\$ mensais	Até ...R\$ mensais	Declarantes	Rendimentos tributáveis + tributação exclusiva + isenções (R\$ milhões anuais)	Renda média mensal (R\$)	Renda total mensal (R\$)	Renda total mensal a partir da faixa (R\$)	População total a partir da faixa	Renda média mensal a partir da faixa (R\$)	$\beta$	$\alpha$	População total a partir da faixa (%)	k
Até 1/2	0	362	1.173.389	317	23	26.426.440	200.011.116.041	27.581.083	7.252	-	-	-	-
Mais de 1/2 a 1	362	724	501.551	3.965	659	330.449.066	199.984.689.600	26.407.694	7.573	20,92	1,05	19,1861	75,16
Mais de 1 a 2	724	1.448	1.067.416	14.088	1.100	1.174.011.152	199.654.240.534	25.906.143	7.707	10,64	1,10	18,8217	159,42
Mais de 2 a 3	1.448	2.172	2.744.805	61.959	1.881	5.163.278.503	198.480.229.383	24.838.727	7.991	5,52	1,22	18,0461	356,37
Mais de 3 a 5	2.172	3.620	8.192.562	274.425	2.791	22.868.715.213	193.316.950.880	22.093.922	8.750	4,03	1,33	16,0520	549,04
Mais de 5 a 7	3.620	5.068	4.396.494	225.547	4.275	18.795.547.767	170.448.235.667	13.901.360	12.261	3,39	1,42	10,0998	719,43
Mais de 7 a 10	5.068	7.240	3.403.789	245.902	6.020	20.491.874.667	151.652.687.900	9.504.866	15.955	3,15	1,47	6,9056	818,00
Mais de 10 a 15	7.240	10.860	2.563.655	270.872	8.805	22.572.692.600	131.160.815.233	6.101.077	21.498	2,97	1,51	4,4326	916,58
Mais de 15 a 20	10.860	14.480	1.187.329	177.654	12.469	14.804.469.062	108.588.122.633	3.537.422	30.697	2,83	1,55	2,5701	1.019,30
Mais de 20 a 30	14.480	21.720	1.087.582	229.131	17.557	19.094.271.068	93.783.653.570	2.350.093	39.906	2,76	1,57	1,7074	1.082,69
Mais de 30 a 40	21.720	28.960	501.726	149.825	24.885	12.485.394.635	74.689.382.503	1.262.511	59.159	2,72	1,58	0,9173	1.115,34
Mais de 40 a 60	28.960	43.440	400.429	167.142	34.784	13.928.458.864	62.203.987.868	760.785	81.763	2,82	1,55	0,5527	1.009,03
Mais de 60 a 80	43.440	57.920	143.650	85.564	49.637	7.130.374.993	48.275.529.004	360.356	133.966	3,08	1,48	0,2618	781,85
Mais de 80 a 160	57.920	115.840	142.095	132.829	77.899	11.069.097.291	41.145.154.011	216.706	189.866	3,28	1,44	0,1574	653,12
Mais de 160 a 240	115.840	173.760	32.626	54.855	140.110	4.571.220.538	30.076.056.720	74.611	403.105	3,48	1,40	0,0542	545,07
Mais de 240 a 320	173.760	231.680	13.552	32.408	199.281	2.700.660.440	25.504.836.182	41.985	607.475	3,50	1,40	0,0305	536,91
Mais de 320	231.680	$\infty$	28.433	273.650	802.032	22.804.175.741	22.804.175.741	28.433	802.032	3,46	1,41	0,0207	555,16
<b>Total</b>	-	-	<b>27.581.083</b>	<b>2.400.133</b>	<b>7.252</b>	<b>200.011.116.041</b>	-	-	-	-	-	-	-

Fontes: RFB (rendas declaradas no IRPF 2014) e IBGE (estimativa de população).

Elaboração dos autores.

Obs.: Hipótese: população de interesse segundo a estimativa para a população de 20 anos ou mais em 1º de julho = 137.640.060.

