2170
TEXTO PARA DISCUSSÃO

ipea

A ESTABILIDADE DA DESIGUALDADE NO BRASIL ENTRE 2006 E 2012: RESULTADOS ADICIONAIS

Marcelo Medeiros
Pedro H. G. F. Souza

ipea

2170
TEXTO PARA DISCUSSÃO
Rio de Janeiro, fevereiro de 2016

A ESTABILIDADE DA DESIGUALDADE NO BRASIL ENTRE 2006 E 2012: RESULTADOS ADICIONAIS[1]

Marcelo Medeiros[2]
Pedro H. G. F. Souza[3]

1. Agradecemos os comentários detalhados de Carlos Henrique Corseuil e Maurício Cortez Reis.
2. Técnico de planejamento e pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea; e professor do Departamento de Sociologia da Universidade de Brasília (UnB).
3. Técnico de planejamento e pesquisa da Disoc/Ipea.

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão
Ministro Valdir Moysés Simão

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Jessé José Freire de Souza

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Alexandre dos Santos Cunha

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Roberto Dutra Torres Junior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Marco Aurélio Costa

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura
Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
André Bojikian Calixtre

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
José Eduardo Elias Romão

Chefe de Gabinete
Fabio de Sá e Silva

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
Paulo Kliass

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2016

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1.Brasil. 2.Aspectos Econômicos. 3.Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

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

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

JEL: D31; D63.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 METODOLOGIA 8

3 RESULTADOS 12

4 CONCLUSÃO 23

REFERÊNCIAS 24

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR 25

APÊNDICE 26

SINOPSE

Este trabalho avalia em que medida a tendência da desigualdade na distribuição de rendimentos totais entre os adultos no Brasil de 2006 a 2012 é afetada por medidas de desigualdade utilizadas; fontes de dados; definição de estratos e variáveis de ordenamento nas tabulações dos dados tributários; subestimação da base; e metodologia de correção da subestimação do topo nas pesquisas amostrais. Conclui-se que a hipótese de estabilidade da desigualdade no Brasil encontra respaldo em evidências empíricas. Diferentes tabulações de dados do Imposto de Renda da Pessoa Física (IRPF) e distintos métodos de estimação da desigualdade levam a resultados convergentes: nível mais alto que o medido nas pesquisas domiciliares; estabilidade; e grande importância dos ricos para explicar o comportamento da desigualdade entre 2006 e 2012.

Palavras-chave: desigualdade de renda; imposto de renda.

ABSTRACT

We examine how inequality measures, data sources, income brackets, ranking variables of tabulated tax data, underestimation of incomes in the bottom of the distribution and the methodology used to correct inequality affects the trends of inequality in total income among adults in Brazil between 2006 and 2012. The existing evidence corroborates the hypothesis that inequality has remained stable. Different data and methods lead to converging results: level higher than that measured using household surveys, stability and large importance of the rich to explain inequality trends between 2006 and 2012.

Keywords: income inequality; income tax.

1 INTRODUÇÃO

Estudos anteriores já se empenharam em analisar a evolução recente da desigualdade no Brasil a partir de dados tributários (Medeiros, Souza e Castro, 2015a; 2015b; 2015c). Este estudo produz resultados adicionais para avaliar a hipótese de estabilidade da desigualdade de renda entre indivíduos adultos no Brasil entre 2006 e 2012. Para analisar-se a sensibilidade das distribuições a mudanças na população considerada, foram testadas alternativas, tais como: exclusão de indivíduos com rendimento igual a zero; exclusão de parte da base ou do topo da distribuição; e alteração da metodologia utilizada para corrigir a subestimação da renda no topo pelas pesquisas amostrais.

As modificações na metodologia não alteram os resultados principais dos estudos anteriores: a desigualdade no Brasil permanece estável entre 2006 e 2012 quando os rendimentos do topo da distribuição são estimados por informações do Imposto de Renda da Pessoa Física (IRPF). Os vários testes apontam um resultado que parece importante, mas que ainda falta ser explicado adequadamente: o comportamento da desigualdade observado nas pesquisas domiciliares muda de direção quando os dados do IRPF são utilizados; mais precisamente, deixa de haver queda e passa a haver estabilidade. Isto sugere a possibilidade de que os determinantes do nível de renda para a população mais baixa sejam diferentes dos determinantes dos rendimentos dos mais ricos. Em outras palavras, há alguma evidência de que aquilo que explica a pobreza e o centro da distribuição não explica bem a riqueza. Por óbvio que possa parecer, isto indica que é preciso reavaliar algumas das conclusões de pesquisas sobre a desigualdade no Brasil.

No entanto, esse é apenas um indício. Sua interpretação deve ser feita com cautela. Ainda são necessárias mais evidências para se ter segurança sobre essa conclusão. Isto porque não existe comparabilidade plena entre os resultados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (Pnad/IBGE) e da Declaração Anual de Ajuste do Imposto de Renda da Pessoa Física (DIRPF). Consequentemente, qualquer combinação das distribuições é vulnerável a problemas nas definições de rendimento ou ainda ao posicionamento dos indivíduos nas distribuições caso o ordenamento não fosse feito pelos rendimentos totais. O conceito de renda na DIRPF, por exemplo, inclui rendimentos que não são contabilizados pela Pnad. Só de posse de dados mais detalhados que os atualmente disponíveis é que seria

possível avaliar melhor estes riscos. Neste sentido, vale repetir um alerta feito em outro estudo: "A combinação de bases de dados tem riscos inerentes e não é demais ressalvar que isso exige cautela na interpretação dos resultados. A DIRPF mede rendas que a Pnad não foi desenhada para medir e isso, por si, já é uma fonte de viés nos resultados" (Medeiros, Souza e Castro, 2015a, p. 983).

2 METODOLOGIA

Combinaram-se dados da Pnad de 2006 a 2012 a dados da DIRPF de 2006 a 2012 para se produzirem distribuições completas de rendimentos. As informações da Pnad provêm de microdados com ponderações atualizadas até dezembro de 2013, ao passo que as informações da DIRPF têm dupla origem: parte é publicada pela Receita Federal do Brasil (RFB) em seu *site* e parte foi originalmente produzida para o estudo de Castro (2014) sobre incidência tributária. Como estes dados consistem de tabulações, para obter frações exatas de população foram realizadas interpolações de Pareto, conforme a metodologia usada por Piketty (2001).

Para combinar dados da DIRPF aos da Pnad, foram seguidos os procedimentos de Medeiros, Souza e Castro (2015a), os quais consistem, basicamente, em tratar da distribuição de renda entre adultos de 18 anos de idade ou mais, independentemente de seu nível de renda (inclusive rendas iguais a zero); dividir a população em milésimos; e representar os 90% mais pobres da população por meio da Pnad e os 10% restantes por meio da DIRPF. Adiante, testa-se a sensibilidade dos resultados a algumas modificações nesta metodologia.

Foram realizadas, porém, algumas modificações nesses procedimentos. A interpolação de Pareto requer alguma medida que represente as frações da população (milésimos, no caso). Enquanto Medeiros, Souza e Castro (2015a) usam a renda média dos milésimos na Pnad e o ponto médio entre os limites inferiores dos quantis interpolados da DIRPF, aqui são usados sempre os pontos médios entre quantis, seja na Pnad, seja na interpolação da DIRPF. Na prática, isso não traz diferença relevante abaixo do 0,5% mais rico, mas assegura maior coerência na combinação de dados de diferentes fontes. Além disso, a distribuição no início do último milésimo (99,9%), tanto na Pnad quanto na DIRPF, foi truncada, de modo a não depender da qualidade das interpolações acima de níveis muito altos da distribuição.

Combinações da DIRPF com a Pnad já foram realizadas anteriormente, utilizando-se tabulações com maior número de estratos de renda – uma combinação de tabelas com estratos formados por múltiplos dos salários mínimos e tabelas nas quais o universo de declarantes é dividido em décimos (Medeiros, Souza e Castro, 2015a). Todavia, estas tabulações mais refinadas só estão disponíveis para 2006, 2009 e 2012. Como a intenção é produzir uma série anual e analisá-la para o período 2006-2012, preferiu-se enfatizar a consistência da série e usar tão somente as tabelas de múltiplos de salário mínimo, de modo a evitar flutuações decorrentes do uso de dados mais refinados em alguns anos. Isto porque a interpolação com tabelas mais refinadas produz valores que chegam a ser 11% superiores em estratos que vão dos centis de 90% a 95%. As tabelas com o maior refinamento possível (combinação de tabulações) são apresentadas no apêndice. Aquelas com menor detalhamento podem ser encontradas em Medeiros, Souza e Castro (2015b).

Note-se que, entre as alternativas que estavam ao alcance, foram adotadas aquelas que tendem a gerar os menores níveis de desigualdade:

- entre os vários métodos de interpolação plausíveis, adotou-se a interpolação de Pareto, que não costuma superestimar as rendas mais altas (Brzezinski, 2014);
- foram utilizadas as edições da Pnad, que apresentam níveis mais altos de rendimentos monetários na base da distribuição que a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) ou o questionário da amostra do Censo Demográfico do IBGE (Souza, 2015);
- eliminou-se o topo (0,1% mais rico) da distribuição da análise;
- foram utilizados pontos médios, e não médias, para representar os quantis – médias tendem a gerar maior desigualdade em função da inclinação crescente das distribuições;
- interpolaram-se tabulações que produzem rendas menores no intervalo 90%-95% (10% a 5% mais ricos), as quais, comparativamente, resultaram em menor desigualdade que tabulações mais refinadas; e
- não foram realizados ajustes para imputar rendimentos recebidos por pessoas jurídicas ou evadidos por sonegação.

Não é possível dizer, no entanto, se as estimativas apresentadas subestimam os níveis reais de desigualdade no país.

É ainda possível que algumas das escolhas adotadas sejam, entre as alternativas disponíveis, aquelas que tendem a gerar a maior queda da desigualdade, tanto nas pesquisas domiciliares quanto nos dados tributários. Em particular, a eliminação do último milésimo da análise, o uso de pontos médios para representar os quantis e o uso de tabulações que produzem rendas no intervalo 90%-95% são propensos a dar maior peso à base da distribuição e, portanto, resultar em queda da desigualdade entre 2006 e 2012.

Analisa-se a desigualdade nas rendas individuais dos adultos maiores de 18 anos. Evidentemente, é possível perguntar quais distribuições de renda representam adequadamente as desigualdades sociais. A resposta, é possível antecipar; não existe uma distribuição que seja invariavelmente "melhor" que outra. Renda é um indicador e, como tal, tem função instrumental. A adequação de instrumentos depende do uso a que se destinam. A maioria dos estudos sobre desigualdade na distribuição de renda no mundo baseia-se na distribuição da renda domiciliar *per capita*. Isto resulta, em certa medida, da influência dos estudos sobre pobreza. Quando medida por meio da renda, a pobreza busca identificar insuficiências na capacidade de consumo de mercadorias. O caso típico é a definição de linhas de pobreza extrema como limites da insuficiência de renda para comprar uma cesta de alimentos. Para famílias situadas próximo destas linhas, é evidente que a presença de uma pessoa a mais no domicílio altera completamente a capacidade de consumo de mercadorias de cada membro desta família. Deixando-se de lado o problema importante de que nem todo o consumo depende de compra – serviços públicos de provisão gratuita são o exemplo mais óbvio disso –, a renda *per capita*, modificada ou não por escalas de equivalência, é um instrumento adequado ao estudo da pobreza.

A extensão do uso da renda como indicador de bem-estar para o estudo da desigualdade também é plausível, especialmente quando o foco da análise são os estratos sociais mais baixos. Mais uma vez ignorando as outras dimensões do bem-estar, para uma família de renda mais baixa, um membro a mais no domicílio pode implicar mudanças substantivas no nível de bem-estar, mesmo não sendo esta uma família pobre.

Porém, rendas familiares não são o único objeto da análise da desigualdade. O exemplo mais típico vem dos estudos sobre diferenciais salariais no mercado de trabalho, nos quais o elemento das distribuições não são famílias, mas indivíduos.

Dificilmente alguém argumentaria que um indivíduo negro é, por definição, menos discriminado que outro no trabalho porque tem um filho a menos. O exemplo do mercado de trabalho relembra que não é apenas a distribuição dos níveis de bem-estar familiar o que importa na análise da desigualdade.

Se no estudo da base da distribuição – constituída pelos pobres – faz muito sentido entender a renda familiar sob a ótica do bem-estar obtido por consumo de mercadorias, no topo dessa distribuição – ocupado pelos ricos – é perfeitamente possível assumir outros objetivos. A renda pode ser vista, por exemplo, sob a ótica dos recursos potencialmente redistribuíveis. É isso que fundamenta, por exemplo, muitos estudos sobre justiça tributária. A partir de um certo nível de renda, os tamanhos de família podem facilmente deixar de ser uma preocupação central no estudo da desigualdade. Basta imaginar que seria improvável alguém defender a teoria de que a pessoa mais rica do mundo inequivocamente deixou de ser a mais rica no dia em que teve um filho. Para o estudo da riqueza, a renda individual também forma uma distribuição relevante.

Renda é capacidade de consumo, mas também é indicador de poder. Renda é um indicador de capacidade de comando sobre recursos, o que inclui, por exemplo, o poder de influenciar campanhas políticas, acionar conflitos judiciários, entre muitas outras coisas. Se para os muito pobres um filho a menos significa um prato a mais de comida na mesa, para os muito ricos o tamanho da família não faz a mesma diferença na dinâmica cotidiana.

Mesmo não havendo razões teóricas, o estudo da desigualdade por meio de dados tributários no Brasil enfrentaria dificuldades de ordem prática para realizar análises de renda domiciliar *per capita* nos moldes das pesquisas domiciliares. Estas dificuldades são de ordem semelhante às que obrigam, quando se usam pesquisas domiciliares, a limitar a família ao conjunto de moradores do domicílio: indisponibilidade de dados. De posse dos arquivos de microdados das declarações de imposto de renda, é possível remontar parte das famílias. No entanto, nada garante que esta família represente um domicílio. Pessoas podem, por exemplo, declarar como dependentes filhos e pais que residem em outros domicílios. A comparabilidade estrita com as definições de pesquisas domiciliares é difícil.

Quando os microdados não estão integralmente disponíveis para manipulação – como é o caso aqui –, a comparabilidade com a renda domiciliar *per capita* é impossível. Para este estudo, que inclui preocupações com a renda potencialmente redistribuível, a distribuição da renda individual dos adultos não só parece um objeto adequado, mas também é o único de que se dispõe diante das limitações de dados.

3 RESULTADOS

3.1 Estabilidade independe de medida

A desigualdade na distribuição dos rendimentos dos indivíduos adultos no Brasil entre 2006 e 2012 varia pouco. A interpretação que parece mais prudente é que há estabilidade da desigualdade neste período. A tabela 1 apresenta o comportamento de várias medidas de desigualdade. Três merecem atenção especial: os índices de Gini, de Mehran e de Piesch. Estas medidas têm estrutura semelhante, mas ponderam pontos da distribuição de forma diferente. O índice de Mehran tende a enfatizar a parte inferior da distribuição; o coeficiente de Gini, os pontos próximos à media aritmética; e o índice de Piesch, a parte superior da distribuição. As três medidas indicam estabilidade, com pequenos aumentos e quedas de menor importância. A única variação mais nítida da desigualdade é uma leve queda ocorrida entre 2011 e 2012.

Os demais resultados da tabela 1 também indicam que a desigualdade no Brasil permanece relativamente estável entre 2006 e 2012. Independentemente da medida utilizada, pequenas flutuações são observadas de ano a ano, mas sem uma tendência claramente distinta até 2011. As medidas generalizadas de entropia – GE(-1) a GE (2) – são as que apresentam maior oscilação, algumas indicando alta da desigualdade, outras, queda no período. Considerando-se que em Medeiros, Souza e Castro (2015a) foi identificada uma superposição de curvas de Lorenz com cruzamento em diversos pontos nos anos de 2006, 2009 e 2012, este é um resultado previsível.

TABELA 1
Brasil: medidas de desigualdade na distribuição dos rendimentos dos indivíduos adultos (2006-2012)

	Pnad e DIRPF	Pnad e DIRPF	Pnad e DIRPF	Pnad e DIRPF	Pnad-i e DIRPF[1]	Pnad e DIRPF	Pnad e DIRPF	POF e DIRPF	Censo Demográfico e DIRPF
Período de referência	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2008-2009	2010
Coeficiente de Gini	0,697	0,695	0,704	0,699	0,701	0,704	0,689	0,723	0,716
Índice de Mehran	0,824	0,821	0,824	0,821	0,821	0,822	0,809	0,849	0,838
Índice de Piesch	0,633	0,632	0,644	0,638	0,642	0,645	0,629	0,661	0,655
Índice de Kakwani	0,387	0,385	0,396	0,391	0,394	0,397	0,382	0,414	0,408
Entropia GE(-1)	1,605	1,341	1,484	1,679	1,542	1,324	1,274	2,605	1,479
Entropia GE(0) – *L*-Theil	0,725	0,697	0,746	0,734	0,749	0,749	0,715	0,839	0,756
Entropia GE(1) – *T*-Theil	1,045	1,070	1,143	1,098	1,133	1,161	1,091	1,142	1,125
Entropia GE(2)	7,969	9,348	9,973	8,829	9,500	10,129	8,756	9,062	9,323
Desvio médio relativo	0,512	0,509	0,521	0,517	0,520	0,523	0,509	0,538	0,532
Coeficiente de variação	3,994	4,326	4,468	4,204	4,361	4,503	4,187	4,259	4,320
Desvio-padrão dos *logs*	1,070	1,012	1,037	1,044	1,048	1,021	1,012	1,198	1,054

Fonte: Para DIRPF 2010, Castro (2014). Para outros anos da DIRPF, RFB, *Grandes Números DIRPF*. Disponível em: <http://tinyurl.com/grandesnumeros>. Para Pnad, POF e Questionário da Amostra do Censo Demográfico, microdados, do IBGE. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>.
Nota: [1] Pnad-i 2010 criada por interpolação da Pnad 2009 e da Pnad 2011, com valores deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), do IBGE, de setembro.
Obs.: Rendimentos iguais a zero foram incluídos nos cálculos, exceto para desvio-padrão dos *logs* e para medidas de entropia GE(-1), GE(0) e GE(1).

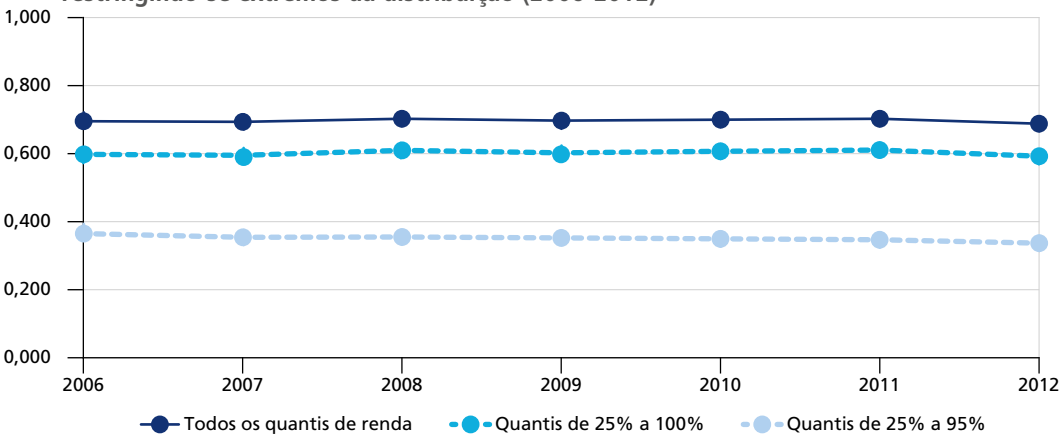
Os picos de alta e baixa não coincidem entre as medidas. Essas medidas oscilam em ritmos diferentes, o que é decorrência da maneira como elas ponderam cada ponto da distribuição. Algumas medidas indicam pequeno aumento da desigualdade entre 2006 e 2012, outras, pequena queda. Esta é uma razão adicional para se adotar uma interpretação mais parcimoniosa de que a desigualdade se manteve estável no período.

Vale notar que não se sabe o que ocorreria com o comportamento da desigualdade se a combinação fosse feita com outras pesquisas domiciliares, pois o período coberto pelos dados tributários, 2006-2012, não engloba o intervalo entre edições do Censo Demográfico ou da POF. Sabe-se, apenas, que combinações com o Censo Demográfico levam a níveis de desigualdade semelhantes aos de combinações com a Pnad, sendo as diferenças maiores quando a DIRPF é combinada à POF. Para as medidas que levam todos os pontos da distribuição em consideração, como o coeficiente de Gini e seus correlatos, a combinação com as edições da Pnad é a que leva aos menores níveis de desigualdade, embora, no caso do contraste com o Censo Demográfico, a diferença não tenha relevância substantiva. Além disso, para as medidas que consideram apenas parte da distribuição nos cálculos e eliminam os rendimentos iguais a zero da computação, como as medidas generalizadas de entropia, não há padrão nítido, e a diferença, ao que parece, resulta da quantidade de rendimentos iguais a zero em cada distribuição.

3.2 Tendência da desigualdade é afetada não pelos mais pobres, mas pelos mais ricos

Computar os rendimentos na base da distribuição – rendas de valor zero ou muito baixo – afeta o nível da desigualdade, mas não tem um impacto claro sobre as tendências da desigualdade. A estabilidade se mantém mesmo quando os 18% mais pobres – praticamente todos os de renda zero – da distribuição são retirados do cômputo (resultado não apresentado no gráfico). Também se mantém quando os 25% mais pobres – todos os de renda zero e praticamente todos os adultos com renda muito baixa – são retirados, como mostra o gráfico 1.

GRÁFICO 1
Brasil: coeficiente de Gini da distribuição dos rendimentos dos indivíduos adultos, restringindo-se extremos da distribuição (2006-2012)



Fonte: Castro (2014); e microdados da Pnad, disponíveis em: <http://tinyurl.com/microdados-pnad>.
Obs.: 1. Pnad-i 2010 criada por interpolação (média de milésimos) da Pnad 2009 e da Pnad 2011, com valores deflacionados pelo INPC de setembro.
2. Rendimentos iguais a zero incluídos nos cálculos da desigualdade nos quantis de 0% a 100%.
3. A população acima do quantil 25% sempre possui renda maior que zero.

Alterar o topo da distribuição, por sua vez, tem efeitos mais facilmente notáveis sobre as tendências da desigualdade. Quando os 5% mais ricos não são computados no cálculo do coeficiente de Gini, a tendência da desigualdade deixa de ser de estabilidade e passa a ser de queda. A mudança causada por modificação nos 5% mais ricos é claramente mais forte que aquela causada por um grupo cinco vezes maior, os 25% mais pobres. Ou seja, os ricos afetam muito mais o comportamento da desigualdade que os pobres.

3.3 Subestimação na base não parece afetar tendências

Tanto a DIRPF quanto a Pnad são distribuições incompletas. A DIRPF não traz informações adequadas sobre a população mais pobre, pois esta não declara imposto de renda. A Pnad não parece cobrir de forma adequada – nem na amostragem, nem nos questionários – a população mais rica (Souza, 2015). A razão para combinar ambas é tentar suplantar as deficiências de cada uma.

É possível, porém, que a Pnad, além de subestimar as rendas altas, subestime até mesmo as rendas mais baixas (Barros, Cury e Ulyssea, 2006). Há, de fato, alguma indicação de que essa subestimação existe – comparações com registros administrativos, por exemplo, permitiriam esperar maior quantidade de beneficiários de políticas de assistência social. Todavia, não há razões para crer que esta subestimação seja expressiva. Ao que parece, as diferenças entre a Pnad e os registros administrativos não vão além do que é de se esperar dos resultados de um levantamento amostral de muito boa qualidade.

Porém, cabe sempre perguntar se a subestimação das rendas na base da Pnad seria capaz de modificar expressivamente as estimativas do nível e do comportamento da desigualdade no tempo. Para isso, foi realizado um exercício simples. Simulou-se que, hipoteticamente, há uma grande subestimação de todas as rendas na parte mais pobre da população e nenhuma subestimação de dados no topo (embora provavelmente haja).

Cabe definir "parte mais pobre da população". A definição usada aqui se baseia nas definições de *relativamente ricos* de Hoffmann (2001; 2005), que variam conforme a medida de desigualdade usada. Define-se como "parte mais pobre" a metade da população com renda mais baixa, pois em uma das definições de Hoffmann a metade da população é o ponto acima do qual um aumento de renda pode aumentar também a desigualdade. Evita-se alterar valores acima da metade da população, pois essa alteração iria, como mostra Hoffmann, aumentar o nível de desigualdade em uma medida como a GE(0) ou *L*-Theil. Os resultados da simulação são apresentados na tabela 2. Os valores da tabela correspondem à variação (queda) da desigualdade depois da duplicação dos rendimentos.

Para avaliarem-se os resultados da hipótese de que a subestimação das rendas na base da Pnad seria capaz de modificar as estimativas do nível e do comportamento da desigualdade no tempo, foram duplicadas todas as rendas da metade mais pobre

da população e recalculadas as medidas de desigualdade. Apenas para efeito de comparação, o crescimento real da renda da metade mais pobre da população entre 2006 e 2012, como se verá adiante, foi de 50%. A simulação equivale a um crescimento que é o dobro disso e que ocorre em apenas um momento.

TABELA 2
Brasil: medidas de desigualdade após simulação de duplicação de todos os rendimentos dos 50% da população com renda mais baixa (2006-2012)
(Em % da medida original)

	Pnad e DIRPF	Pnad e DIRPF	Pnad e DIRPF	Pnad e DIRPF	Pnad-i e DIRPF[1]	Pnad e DIRPF	Pnad e DIRPF	Média
Período de referência	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2006-2012
Coeficiente de Gini	92	92	92	92	91	91	91	91
Índice de Mehran	94	94	93	93	93	93	93	93
Índice de Piesch	91	91	90	90	90	90	89	90
Índice de Kakwani	87	87	87	87	87	87	86	87
Entropia GE(-1)	56	56	56	56	56	57	57	56
Entropia GE(0) – *T*-Theil	76	76	76	76	76	76	75	76
Entropia GE(1) – *L*-Theil	85	85	85	85	85	85	84	85
Entropia GE(2)	84	84	84	84	84	84	83	84
Desvio médio relativo	89	89	89	89	89	89	88	89
Coeficiente de variação	92	92	92	92	92	92	91	92
Desvio-padrão dos *logs*	82	82	82	82	82	82	82	82

Fonte: Para DIRPF 2010, Castro (2014). Para outros anos da DIRPF, RFB, *Grandes Números DIRPF*. Para Pnad, microdados do IBGE.
Nota: [1] Pnad-i 2010 foi criada por interpolação da Pnad 2009 e da Pnad 2011, com valores deflacionados pelo INPC de setembro.
Obs.: Rendimentos iguais a zero foram incluídos nos cálculos, exceto para desvio-padrão dos *logs* e para medidas de entropia GE(-1), GE(0) e GE(1).

Se há, de fato, grande subestimação das rendas na Pnad, em particular no segundo quarto da distribuição da renda dos adultos (entre 25% e 50%), a desigualdade provavelmente seria menor que a calculada. O quanto menor depende, evidentemente, da medida utilizada e do nível de subestimação. Medidas similares ao coeficiente de Gini resultariam, em média, em um nível de desigualdade cerca de um décimo menor caso as rendas observadas fossem apenas metade das rendas reais em metade da população da Pnad. Medidas generalizadas de entropia mostram maior queda na desigualdade, especialmente aquelas mais sensíveis a mudanças na base da distribuição, como é de se esperar.

O nível pode mudar, mas a tendência de estabilidade permanece. A duplicação de rendimentos não modifica expressivamente a razão entre as medidas com e sem simulação e, portanto, a variação no tempo tende a ser a mesma: aumentos e reduções de menor importância na desigualdade, sem nenhuma mudança de maior expressão.

Aliás, é importante ter em mente que a subestimação de rendas na Pnad (e outras pesquisas domiciliares) pode, na verdade, aumentar e não diminuir os níveis de desigualdade. As pesquisas amostrais provavelmente subestimam as rendas das pessoas. A depender de como esta subestimação se distribua, isto pode aumentar ou diminuir a desigualdade (Hoffmann, 2005). Há indicações de que a subestimação das rendas é maior entre os mais ricos (Hoffmann, 1988; Lluch, 1982; Medeiros, Souza e Castro, 2015a; Souza, 2015), embora esta não seja uma posição consensual (Barros, Cury e Ulyssea, 2006). Logo, é mais provável que uma correção completa da subestimação das rendas nas pesquisas amostrais leve a um aumento da desigualdade e, possivelmente, a uma mudança em seu comportamento.

Vale ainda notar que o objeto do estudo é a distribuição dos rendimentos monetários brutos totais entre indivíduos. Este é, sem dúvida, um objeto limitado. Renda sequer reflete adequadamente o amplo espectro de desigualdades econômicas (Sen, 1997). É possível que o nível e o comportamento da desigualdade sejam diferentes caso sejam imputados benefícios não monetários recebidos pelas pessoas. Não há uma estimativa dessa diferença e, nos termos em que a discussão está sendo colocada – a importância do topo da distribuição para a desigualdade –, não há como fazê-la. Assim como correções de subestimação de rendimentos monetários, imputações de rendimentos não monetários podem alterar o nível e o comportamento da desigualdade em direções distintas, a depender do que seja imputado.

Por exemplo, o impacto dos rendimentos recebidos em espécie depende do que é considerado rendimento em espécie: parte da produção agropecuária, moradia, transporte, telefonia, e seguros de vida e saúde são distribuídos de forma desigual entre as pessoas que os recebem. Se, para além disso, o valor de bens e serviços públicos gratuitos que tipicamente são consumidos pelos mais pobres, tais como saúde e educação básica, forem imputados, é possível que a desigualdade seja menor que a estimada aqui. Porém, se o valor de outros bens e serviços públicos forem imputados, tais como provisão gratuita de infraestrutura para a produção, subsídios ao crédito, à previdência, à habitação e a seguros-saúde privados, bem como outras políticas estatais que favorecem diretamente os mais ricos, é possível que a desigualdade no Brasil seja ainda maior que a estimada.

Parece ser mais prudente tratar essa como uma questão para a qual não há, ainda, resposta razoável. É certo, porém, que imputar apenas parte dos rendimentos – seja a parte que favorece os pobres, seja a que favorece os ricos – induz a uma avaliação enviesada sobre o que acontece com a desigualdade em geral. De todo modo, vale lembrar o resultado obtido nesta subseção: se uma imputação resultasse na duplicação da renda da metade mais pobre da população e em nada beneficiasse os mais ricos, a desigualdade em cada ano seria mais baixa, mas ainda assim permaneceria estável.

3.4 Estratificação das diferentes tabulações não afeta nível ou tendência

Para produzir-se uma série anual, foram utilizados os dados tabulados de Castro (2014), nos quais a divisão dos estratos é feita de acordo com múltiplos de salário mínimo, pois Castro utilizou publicações tabuladas da Pnad nos mesmos múltiplos para calcular a incidência do IRPF no Brasil. No entanto, Castro dispunha também de tabulações com estratificação por décimos da distribuição das declarações anuais de ajuste do IRPF para três anos, 2006, 2009 e 2012. Em Medeiros, Souza e Castro (2015a), as duas tabulações são combinadas para realizar uma interpolação com a maior quantidade possível de pontos observados.

Diferentes tabulações produzem distribuições interpoladas distintas. Cabe perguntar, porém, o quão importante é a diferença entre elas. A tabela 3 apresenta a variação nas medidas de desigualdade nas distribuições de rendimento criadas pela combinação realizada por Medeiros, Souza e Castro (2015a), com os valores expressos como fração da medida de desigualdade original.

Para o propósito de se calcularem medidas sintéticas de desigualdade, o uso das tabelas mais completas faz pouca diferença. O nível e o comportamento estimado da desigualdade são praticamente os mesmos. Portanto, é mais vantajoso usar as tabulações anuais que as tabelas trienais de Medeiros, Souza e Castro (2015a). Isto não quer dizer, porém, que tabulações mais refinadas não sejam desejáveis. Em particular, tabelas que desagreguem melhor o topo da distribuição ou mesmo microdados seriam uma vantagem óbvia sobre os dados existentes.

TABELA 3
Brasil: variação nas medidas de desigualdade na distribuição dos rendimentos dos indivíduos adultos, calculadas em distribuições obtidas a partir de tabulações por estratos diferentes (2006-2012)
(Em %)

	Pnad e DIRPF	Pnad e DIRPF	Pnad e DIRPF	POF e DIRPF
Período de referência	2006	2009	2012	2008-2009
Coeficiente de Gini	0	0	0	0
Índice de Mehran	0	0	0	0
Índice de Piesch	0	0	0	0
Índice de Kakwani	1	1	1	0
Entropia GE(-1)	1	1	1	1
Entropia GE(0) – *T*-Theil	1	1	1	1
Entropia GE(1) – *L*-Theil	0	0	0	0
Entropia GE(2)	-2	-2	-2	-2
Desvio médio relativo	1	1	1	0
Coeficiente de variação	-1	-1	-1	-1
Desvio-padrão dos *logs*	1	1	1	0

Fonte: Para DIRPF, Castro (2014). Para Pnad, microdados do IBGE.
Obs.: 1. Rendimentos iguais a zero foram incluídos nos cálculos, exceto para desvio-padrão dos *logs* e para medidas de entropia GE(-1), GE(0) e GE(1).
2. Valores expressos como fração da medida de desigualdade original (100%).

3.5 Ordenamento por rendimentos tributáveis e classes amplas não afeta conclusões gerais

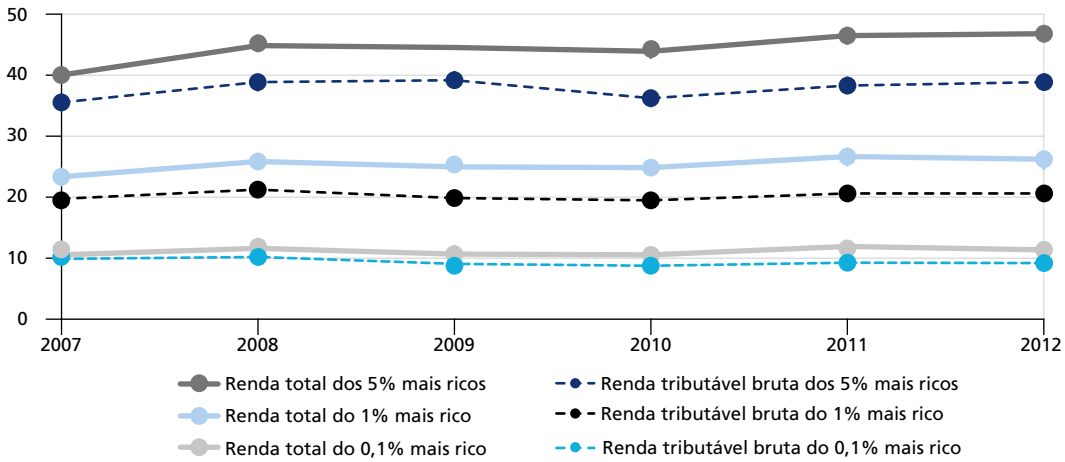
A série anual utiliza dados de rendimento bruto total estratificados em classes de rendimento bruto total. Historicamente, porém, a RFB publica resultados de rendimento bruto total estratificados em classes de rendimento tributável, isto é, ordenados por um subconjunto do rendimento total. Esta publicação foi interrompida durante alguns anos, mas voltou a ocorrer entre 2007 e 2013, com a base de dados *Grandes Números DIRPF*. Como a RFB também publica a distribuição de rendimentos não tributáveis estratificados em classes de rendimento tributável, é possível realizar imputações para se obter uma distribuição da renda total seguindo os procedimentos de Souza (2014).

Ocorre que, além de divulgar resultados estratificados em classes de rendimento tributável, a RFB utilizou, nas primeiras publicações dos dados de 2007 a 2013, classes bastante amplas. Em particular, é muito baixo o limite inferior da classe mais alta. São apenas três categorias em 2007 e 2008, com o início da classe superior em R$ 31 mil e R$ 33 mil, respectivamente, e cinco categorias entre 2009 e 2012, com

o início das classes superiores entre R$ 43 mil e R$ 49 mil neste período. Com isso, as categorias mais elevadas têm sempre entre 3,0 milhões e 4,3 milhões de pessoas, ao passo que nos dados de Castro (2014) sempre há, entre 2007 e 2012, pelo menos oito classes de renda, cujas categorias mais altas iniciam-se entre R$ 84 mil e R$ 185 mil, fazendo com que estas classes superiores englobem algo entre 1,2 milhão e 2,4 milhões de pessoas. É evidente que classes subdividindo grupos de rendimentos mais altos tornam a interpolação no extremo do topo mais fidedigna.

Para obter as frações de renda no topo da distribuição nos dados adicionais de 2007 a 2012 e compará-las às interpolações anteriores, procedeu-se da seguinte maneira: foi gerada uma distribuição a partir da interpolação de Pareto dos dados tributáveis para, então, imputar os rendimentos não tributáveis a cada grupo de renda, usando interpolações lineares. Os resultados dos dois tipos de interpolação estão no gráfico 2. A legenda *rendimentos tributáveis brutos* indica que a tabulação original ordenava as categorias de rendimentos totais e rendimentos não tributáveis por rendimentos tributáveis brutos. As curvas correspondentes estão em pontilhado. As linhas sólidas denotam resultados obtidos com classes de rendimento total ordenadas por rendimentos totais.

GRÁFICO 2
Brasil: frações da renda dos estratos 0,1%, 1% e 5% mais ricos, segundo diferentes variáveis de ordenação dos rendimentos (2007-2012)
(Em %)



Fonte: RFB, *Grandes Números DIRPF*, 2007 a 2012.

Os níveis de desigualdade obtidos a partir das tabulações ordenadas por rendimentos tributáveis brutos também são elevados e bem mais altos que os observados nas pesquisas amostrais, mas invariavelmente mais baixos que os obtidos pela interpolação de Pareto de tabulações de rendimento total. O comportamento da série, indicando estabilidade da desigualdade, no entanto, é basicamente o mesmo para todos os grupos analisados: 0,1%, 1% e 5% mais ricos.

Isso ocorre por três razões combinadas. Primeiro, a interpolação é realizada a partir de um intervalo superior da classe de renda cujo limite começa em um ponto muito baixo. Em um país com concentração de renda muito elevada no topo, quanto mais baixo o ponto de partida, menor tende a ser a desigualdade encontrada.

Segundo, o ordenamento pela renda tributável bruta e a metodologia de imputação linear dos rendimentos não tributáveis levam à subestimação da desigualdade. A projeção linear de algo cuja concentração no topo é crescente reduz os níveis de desigualdade. Isto porque uma parte não desprezível da desigualdade dentro do grupo dos mais ricos é dada pela contribuição de rendimentos que são de tributação exclusiva na fonte (ou mesmo isentos), como rendimentos de aplicação financeira, certos ganhos de capital, 13º salário e a participação nos lucros de empresas.

Finalmente, há um contingente razoável de pessoas com renda tributável muito baixa, mas cuja renda não tributável é alta. Rentistas, herdeiros e alguns empresários, por exemplo, estariam nesta categoria. Quando os dados são ordenados pela renda tributável, estas pessoas não são posicionadas no topo da distribuição de renda total, embora pertençam a ela.

3.6 Usar denominadores exatos não rompe estabilidade

A série histórica de concentração da renda no 1% e nos 5% mais ricos, de Medeiros, Souza e Castro (2015b), utiliza dados do Sistema de Contas Nacionais (SCN), do IBGE, de 2014, para definir o denominador de renda como sendo 67% do produto interno bruto (PIB), fração constante no tempo. O valor de 67% corresponde a uma média entre 2006 e 2009, visto que em 2014 não havia dados que permitissem o cálculo exato do denominador para o período de 2010 a 2012. Além disso, neste último período, o PIB usado no cálculo dos denominadores foi obtido nas contas trimestrais, que costumam ser revisadas.

De fato, em março de 2015 os dados do SCN foram revisados e publicados com detalhamento nas Contas Econômicas Integradas (CEI). Com isso, foi possível calcular denominadores exatos para cada ano no período de 2006 a 2011. Como ainda não existem dados para 2012, para esse ano definimos o denominador como igual a 68,3% do PIB, que corresponde à média entre 2006 e 2011. Assim, em vez da fração fixa do PIB de 67%, aqui apresentamos os resultados calculados com frações variáveis ano a ano de Medeiros, Souza e Castro (2015c).

TABELA 4
Brasil: renda total apropriada, segundo estratos de população, usando-se denominadores exatos (2006-2012)

Estrato de população	Renda (%)							Variação (p.p.) 2012-2006
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	
1% mais rico	22,8	23,6	26,0	24,0	23,3	24,0	24,4	1,6
5% mais ricos	41,3	40,5	45,2	42,9	41,3	41,9	43,7	2,4
10% mais ricos	51,1	49,4	55,2	52,6	50,6	51,3	53,8	2,7
Renda/PIB	66,5	66,5	66,8	70,0	69,4	70,6	68,3	1,8

Fonte: Medeiros, Souza e Castro (2015b), atualizado com as estimativas de renda do SCN de março de 2015.

A tabela 4 mostra que as conclusões gerais sobre alta concentração no topo e estabilidade da desigualdade obtidas por denominadores aproximados fixos se mantêm, mesmo quando denominadores exatos variáveis são utilizados nos cálculos. No cálculo com denominadores aproximados, a desigualdade, medida pela fração da renda apropriada pelo 1% mais rico, apresenta um aumento de 3,7 p.p. entre 2006 e 2012. Com denominadores exatos, este aumento persiste, porém em menor escala, 1,6 p.p. As diferenças entre 2006 e 2012 são tão mínimas que é mais prudente interpretar este pequeno aumento como uma flutuação de menor importância dentro de uma tendência de estabilidade, pelo menos até que mais dados permitam fazer uma avaliação melhor de comportamento da série no tempo.

3.7 Metodologia alternativa ao encaixe (correção de Atkinson) não afeta estabilidade

As séries de concentração da renda no topo não respondem a mudanças na distribuição da renda fora do topo. Para tratar deste problema, em Medeiros, Souza e Castro (2015a) é apresentada uma estimativa da desigualdade total baseada em uma metodologia de encaixe: a distribuição da Pnad correspondente aos 90% mais pobres da população é

encaixada na distribuição da DIRPF dos 10% mais ricos. As tabelas de 1 a 3 bem como os gráficos 1 e 2 são baseados nesta metodologia.

Existe, no entanto, pelo menos uma alternativa para se calcular a desigualdade total quando há subestimação de renda no topo das pesquisas amostrais. Atkinson (2007) indica que se o grupo no topo extremo da distribuição for infinitesimalmente pequeno, mas possuir uma fração finita S^* da renda total, o coeficiente de Gini corrigido pode ser calculado como $S^* + (1 - S^*)G$, onde G é o coeficiente de Gini da população abaixo do topo. Esta correção, portanto, leva em consideração o total da renda subestimada no topo, mas não a desigualdade no extremo da distribuição.

A tabela 5 mostra que, sem correção da subestimação da renda no topo, a desigualdade nas edições da Pnad cai 7%. Com a correção de Atkinson limitada ao 1% mais rico, a desigualdade cai apenas 4%. Se a correção for estendida aos rendimentos dos 5% mais ricos, a queda é de menos de 2%, e, se a fração da renda dos 10% for corrigida, a desigualdade permanece estável, coincidindo com o resultado obtido em Medeiros, Souza e Castro (2015a).

TABELA 5
Brasil: coeficientes de Gini da distribuição de rendimentos totais entre adultos na Pnad, corrigidos pela fórmula de Atkinson (2006-2012)

Fração corrigida	2006	2007	2008	2009	2011	2012	Variação (pG)[1]	Variação (%)
10% mais ricos	0,661	0,650	0,681	0,663	0,650	0,661	0,00	0
5% mais ricos	0,671	0,665	0,683	0,668	0,656	0,660	-0,01	-2
1% mais rico	0,672	0,671	0,672	0,659	0,650	0,644	-0,03	-4
Sem correção	0,638	0,632	0,619	0,616	0,602	0,595	-0,04	-7

Fonte: Para DIRPF, Castro (2014). Para Pnad, microdados do IBGE.
Nota: [1] Pontos do coeficiente de Gini (pG).
Obs.: Coeficiente de Gini da distribuição da Pnad corrigido pela fórmula de Atkinson (2007): $G^* = S^* + (1 - S^*)G$, com dados da parcela S^* obtidos na distribuição da DIRPF.

4 CONCLUSÃO

Dados tributários são registros administrativos que não foram desenhados com o propósito de serem usados em pesquisa. Sua combinação com dados de pesquisas domiciliares que usam definições de renda e períodos de referência distintos não é isenta de riscos. Portanto, nunca é demais ressalvar a eventual fragilidade de conclusões obtidas a partir destes dados. Todavia, os resultados apontam na direção de três conclusões principais.

Primeiro, a estabilidade no comportamento da desigualdade não se limita ao comportamento da renda concentrada no 1% mais rico. Ela também é observada na desigualdade total, mesmo quando se usam várias medidas de desigualdade diferentes, inclusive os índices de Theil e Gini.

Segundo, os ricos afetam muito mais a desigualdade que os pobres. A estabilidade não é fortemente afetada pela exclusão de adultos de baixa renda, ou mesmo sem rendimento, nos cálculos. É provável que haja subestimação das rendas mais baixas na Pnad, mas, para produzir uma queda sistemática da desigualdade, ela precisaria ser muito grande – a ponto de comprometer seriamente seu uso para outros fins, como o estudo da pobreza.

Terceiro, as conclusões não parecem ser um resultado artificial de dados e métodos. Diferentes tabulações da DIRPF, diferentes métodos de cálculo da desigualdade total, com e sem o uso da Pnad, e distintos denominadores de renda levam a resultados convergentes: nível mais alto que o medido nas pesquisas domiciliares; estabilidade; e grande importância dos ricos para explicar a desigualdade entre 2006 e 2012.

Todavia, deve ser feita a ressalva: a metodologia utilizada presume alguma comparabilidade entre as distribuições da DIRPF e da Pnad. Há riscos inerentes nessa suposição, e por isso a interpretação dos resultados deve ser feita com cautela. Tal como ressalvado anteriormente, diferentes definições de renda poderiam, ao menos em teoria, modificar as conclusões. A prudência, neste caso, é recomendável, ao menos até que se disponha de dados com maior grau de detalhamento que permitam o uso de metodologias de melhor qualidade.

REFERÊNCIAS

ATKINSON, A. B. Measuring top incomes: methodological issues. *In*: ATKINSON, A. B.; PIKETTY, T. (Ed.). **Top incomes over the twentieth century**: a contrast between continental European and English-speaking countries. Oxford, England: Oxford University Press, 2007. p. 18-42.

BARROS, R. P. de; 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. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Ed.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2006. v. 1.

BRZEZINSKI, M. Do wealth distributions follow power laws? Evidence from "rich lists". **Physica A**: statistical mechanics and its applications, v. 406-C, p. 155-162, 2014.

CASTRO, F. A. **Imposto de renda da pessoa física**: comparações internacionais, medidas de progressividade e redistribuição. Brasília: UnB, 2014.

HOFFMANN, R. A subdeclaração dos rendimentos. **São Paulo em Perspectiva**, v. 2, n. 1, p. 50-54, 1988.

_____. Effect of the rise of a person's income on inequality. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 21, n. 2, p. 237-262, 2001.

_____. Distribuição da renda no Brasil: mudanças de 2002 para 2003 e a delimitação dos relativamente ricos. **Econômica**, v. 7, n. 1, p. 77-95, 2005.

LLUCH, C. Sobre medições de renda a partir dos censos e das contas nacionais no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 12, n. 1, p. 133-148, 1982.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F.; CASTRO, F. A. 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. 4, n. 20, p. 971-986, 2015a.

_____. O topo da distribuição de renda no Brasil: primeiras estimativas com dados tributários e comparação com pesquisas domiciliares, 2006-2012. **Dados** – revista de ciências sociais, v. 1, n. 58, p. 7-36, 2015b.

_____. Top incomes in Brazil: preliminary results. **Economics Bulletin**, v. 35, n. 2, p. 998-1004, 2015c.

PIKETTY, T. **Les hauts revenus en France au XXe siècle** – inegalites et redistributions, 1901-1998. Paris: Grasset, 2001.

SEN, A. From income inequality to economic inequality. **Southern Economic Journal**, v. 64, n. 2, p. 384-401, Oct.1, 1997.

SOUZA, P. H. G. F. Top incomes in Brazil, 1933-2012: a research note. **Social Science Research Network**, Rochester, Dec. 11, 2014. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/abstract=2537026>. Acesso em: 15 dez. 2014.

_____. A distribuição de renda nas pesquisas domiciliares brasileiras: harmonização e comparação entre censos, Pnads e POFs. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 32, n. 1, p. 165-188, abr. 2015.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

SOUZA, P. H. G. F.; MEDEIROS, M. Top income shares and inequality in Brazil, 1928-2012. **Sociologies in Dialogue**, v. 1, n. 1, p. 119-132, 2015.

APÊNDICE

TABELA A.1

Brasil: renda total declarada e número de declarações do Imposto de Renda da Pessoa Física (IRPF), segundo estratos de renda total (2006, 2009 e 2012)

A.1A – 2006

Estratos de renda total (R$)	Declarações (números absolutos)	Renda total do estrato (R$)
Até 2.100,00	2.403.856	252.091.008
2.100,01-4.200,00	757.263	2.839.192.429
4.200,01-8.400,00	1.316.427	8.383.868.687
8.400,01-9.450,00	330.462	2.937.964.721
9.450,01-12.600,00	1.424.769	15.954.846.753
12.600,01-14.398,00	987.256	13.400.536.995
14.398,01-16.850,00	2.410.504	37.667.073.975
16.850,01-18.690,00	2.412.887	43.165.122.701
18.690,01-21.000,00	1.457.324	28.684.117.371
21.000,01-23.000,00	970.562	21.332.490.486
23.000,01-29.700,00	2.418.915	62.989.677.115
29.700,01-41.700,00	2.425.206	84.903.443.794
41.700,01-42.000,00	46.173	1.933.072.203
42.000,01-71.000,00	2.368.782	127.521.055.297
71.000,01-84.000,00	506.230	39.029.857.898
A partir de 84.000,01	1.919.637	422.097.063.776
Total	**24.156.253**	**913.091.475.209**

A.1B – 2009

Estratos de renda total (R$)	Declarações (números absolutos)	Renda total do estrato (R$)
Até 2.790,00	1.800.809	227.838.860
2.790,01-5.580,00	609.047	3.130.641.755
5.580,01-5.980,00	70.479	410.420.280
5.980,01-11.160,00	999.066	8.563.011.303
11.160,01-16.000,00	1.409.771	20.016.534.444
16.000,01-16.740,00	399.534	5.802.814.272
16.740,01-19.800,00	2.050.448	38.362.400.808
19.800,01-22.350,00	2.424.092	51.047.627.013
22.350,01-27.000,00	2.465.566	60.523.315.679
27.000,01-27.900,00	466.035	11.267.758.088
27.900,01-33.500,00	2.005.607	63.010.171.770
33.500,01-43.000,00	2.421.221	91.711.984.303
43.000,01-55.800,00	2.002.783	94.722.712.735
55.800,01-60.500,00	434.430	28.912.911.335
60.500,01-103.000,00	2.404.805	187.000.622.599
103.000,01-111.600,00	251.352	26.912.480.658
A partir de 111.600,01	2.168.635	651.420.071.990
Total	**24.383.680**	**1.343.043.317.892**

A.1C – 2012

Estratos de renda total (R$)	Declarações (números absolutos)	Renda total do estrato (R$)
Até 3.732,00	1.304.948	269.571.878
3.732,01-7.464,00	497.333	3.386.772.423
7.464,01-13.300,00	758.630	7.888.870.419
13.300,01-14.928,00	275.675	3.936.067.929
14.928,01-22.392,00	2.163.528	41.639.945.687
22.392,01-22.700,00	122.920	2.770.690.972
22.700,01-25.850,00	2.569.165	62.400.014.925
25.850,01-31.200,00	2.574.484	73.285.921.218
31.200,01-37.320,00	2.451.714	83.758.981.159
37.320,01-37.560,00	116.299	4.359.206.111
37.560,01-46.400,00	2.581.747	107.913.908.065
46.400,01-59.250,00	2.567.472	134.188.696.962
59.250,01-74.640,00	1.901.391	126.105.016.140
74.640,01-82.000,00	641.521	50.154.632.235
82.000,01-138.000,00	2.553.642	267.778.857.774
138.000,01-149.280,00	261.739	37.555.042.151
A partir de 149.280,01	2.275.345	924.840.430.280
Total	**25.617.553**	**1.932.232.626.328**

Fonte: Receita Federal do Brasil (RFB), *Grandes Números DIRPF*; e combinação de tabulações de Castro, F. A. *Imposto de renda da pessoa física*: comparações internacionais, medidas de progressividade e redistribuição. 2014. Dissertação (Mestrado em economia) – Universidade de Brasília, Brasília. 2014.
Obs.: Valores, em reais nominais declarados, correspondem ao exercício fiscal (ano do recebimento) e não ao ano em que foram declarados.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Andrea Bossle de Abreu

Revisão
Camilla de Miranda Mariath Gomes
Carlos Eduardo Gonçalves de Melo
Elaine Oliveira Couto
Elisabete de Carvalho Soares
Laura Vianna Vasconcellos
Luciana Bastos Dias
Luciana Nogueira Duarte
Thais da Conceição Santos Alves (estagiária)
Vivian Barros Volotão Santos (estagiária)

Editoração
Roberto das Chagas Campos
Aeromilson Mesquita
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Carlos Henrique Santos Vianna
Glaucia Soares Nascimento (estagiária)
Vânia Guimarães Maciel (estagiária)

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Rio de Janeiro-RJ

Logotipo/slogan de governo removido em observancia ao disposto no art. 40 da Lei n 9.504/1997

Missão do Ipea
Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 1415-4765

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Ministério do Planejamentc