

A ESTABILIDADE DA DESIGUALDADE NO BRASIL ENTRE 2006 E 2012: RESULTADOS ADICIONAIS¹

Marcelo Medeiros²

Pedro H. G. F. Souza³

Avalia-se em que medida a tendência da desigualdade na distribuição de rendimentos totais entre os adultos no Brasil de 2006 a 2012 é afetada pelas 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 e distintos métodos de estimação da desigualdade levam resultados convergentes: nível mais alto que 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.

THE STABILITY OF INCOME INEQUALITY IN BRAZIL BETWEEN 2006 AND 2012: ADDITIONAL RESULTS

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.

JEL: D31; D63.

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). Produzimos resultados adicionais para avaliar a hipótese de estabilidade da desigualdade de renda entre indivíduos adultos no Brasil entre 2006 e 2012. Calculamos diversas medidas adicionais de desigualdade e analisamos a sensibilidade das distribuições a mudanças na população considerada, ou seja, não considerar indivíduos com rendimento igual a zero e não considerar parte da base ou do topo da distribuição – bem como

1. Agradecemos os comentários detalhados de Carlos Henrique Corseuil, Maurício Cortez Reis, as sugestões dos pareceristas anônimos da PPE e a colaboração de Tariq Silva e Rodrigo Fernandes, que nos ajudaram com seus dados e conhecimentos.

2. Ipea, UnB.

3. Ipea, UnB.

a mudanças na 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. Os vários testes apontam um resultado que parece ser importante, mas ainda não sabemos explicar adequadamente: o comportamento da desigualdade observado nas pesquisas domiciliares muda de direção quando os dados do imposto de renda são utilizados; deixa de haver queda e passa a haver estabilidade para ser mais exato. Isso 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, temos alguma evidência de que aquilo que explica a pobreza e o centro da distribuição não explica bem a riqueza. Por óbvio que possa parecer, isso indica que precisamos reavaliar algumas das conclusões de nossas pesquisas sobre a desigualdade.

No entanto, este é apenas um indício. Sua interpretação deve ser feita com cautela. Ainda precisamos de mais evidências para ter segurança sobre essa conclusão. Isso porque não existe comparabilidade plena entre os resultados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) e da Declaração Anual de Ajuste do Imposto de Renda da Pessoa Física (DIRPF) e, conseqüentemente, qualquer combinação das distribuições é vulnerável a problemas nas definições de rendimento ou ainda ao posicionamento dos indivíduos nas distribuições, caso o ordenamento não seja 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 em relação ao que possuímos, seria possível avaliar melhor esses riscos. Nesse sentido, vale repetir um alerta feito em outro estudo “A combinação de bases de dados tem riscos inerentes e não é demais ressaltar 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 *et al.*, 2015a, p. 983).

2 METODOLOGIA

Combinamos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), de 2006 a 2012, com os dados da Declaração Anual de Ajuste do Imposto de Renda da Pessoa Física (DIRPF), de 2006 a 2012, para produzir distribuições completas de rendimentos. A razão para a escolha do período é a comparação com os estudos anteriores sob teste (Medeiros *et al.*, 2015a, 2015b, 2015c). Estes, por sua vez, restringiram-se ao período de 2006 a 2012 por limitações na disponibilidade de dados.

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 de dados publicados pela Receita Federal do Brasil (Brasil, 2015) em seu site e parte foi originalmente produzida para o estudo de Castro (2014) sobre incidência tributária. Como esses dados consistem de tabulações, para obter frações exatas de população, realizamos interpolações de Pareto conforme a metodologia usada por Piketty (2001).

Para combinar dados da DIRPF aos da Pnad, seguimos os procedimentos de Medeiros, Souza e Castro (2015a), os quais consistem, basicamente, em tratar da distribuição de renda entre adultos de 18 ou mais anos, independentemente de seu nível de renda (inclusive rendas 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, testamos a sensibilidade dos resultados a algumas modificações nessa metodologia.

Realizamos, 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 usamos 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 ricos, mas assegura maior coerência na combinação de dados de diferentes fontes. Além disso, truncamos a distribuição no início do último milésimo (99,9%), tanto na Pnad quanto na DIRPF, 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 tabulações com maior número de estratos de renda – uma combinação das tabelas com estratos formados por múltiplos dos salários-mínimos com tabelas nas quais o universo de declarantes é dividido em décimos (Medeiros *et al.*, 2015a). Todavia, essas tabulações mais refinadas só estão disponíveis para 2006, 2009 e 2012. Como nossa intenção é produzir uma e analisar série anual para o período 2006-2012, preferimos 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. Isso em razão da interpolação com tabelas mais refinadas as quais produzem valores que chegam a ser 11% superiores em estratos que vão dos centis 90% a 95%. As tabelas com o maior refinamento possível (combinação de tabulações) são apresentadas na tabela A.1 do apêndice. Aquelas com menor detalhamento podem ser encontradas em Medeiros, Souza e Castro (2015b).

O valor real do salário-mínimo varia no período. Também variam, portanto, os limites de cada estrato das tabelas. Isso, porém, não deve ser razão suficiente para distorcer os resultados obtidos. A comparação não é feita entre os totais de estratos, mas, sim, entre distribuições criadas dentro de cada estrato, isto é, os dados são interpolados dentro de cada faixa de renda para produzir um segmento de distribuição dentro da faixa e os segmentos combinados para formar uma distribuição completa. Como a variação no salário mínimo é pequena, seu efeito é muito mais alterar o ponto a partir do qual cada segmento começa do que modificar a forma da distribuição total.

Note-se que, entre as alternativas que estavam a nosso alcance, adotamos aquelas que tendem a gerar os menores níveis de desigualdade: *i*) entre os vários métodos de interpolação plausíveis, assumimos a interpolação de Pareto, que não costuma superestimar as rendas mais altas (Brzezinski, 2014); *ii*) utilizamos as 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 (Censo) (Souza, 2015); *iii*) eliminamos o topo (0,1%) da distribuição da análise; *iv*) utilizamos pontos médios, e não médias, para representar os quantis – médias tendem a gerar maior desigualdade em função da inclinação crescente das distribuições; *v*) interpolamos tabulações que produzem rendas menores no topo 90% a 95%, as quais, comparativamente, resultaram em menor desigualdade que tabulações mais refinadas; e *vi*) não realizamos nenhum ajuste para imputar valores correspondentes à tributação exclusiva na fonte, rendimentos recebidos por pessoas jurídicas ou evadidos por sonegação. Não sabemos dizer, no entanto, se nossas estimativas subestimam os níveis reais de desigualdade no país.

É ainda possível que algumas das escolhas que adotamos 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 (item *iii*), o uso de pontos médios para representar os quantis (item *iv*) e o uso de tabulações que produzem rendas no intervalo 90% a 95% (item *v*) são propensos a dar maior peso à base da distribuição e, portanto, resultar em queda da desigualdade entre 2006 e 2012.

Analisamos 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, antecipamos, é que não existe uma distribuição que seja invariavelmente “melhor” do 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*. Isso 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 em torno dessas linhas, é evidente que a presença de uma pessoa a mais no domicílio altera completamente a capacidade de consumo de mercadorias para cada membro dessa família. Deixando 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 essa 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, em que o elemento das distribuições não são famílias, mas os indivíduos. Dificilmente alguém argumentaria que um 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 que importa na análise da desigualdade.

Se no estudo da base da distribuição – os pobres – faz muito sentido entender a renda familiar sob a ótica do bem-estar, no topo dessa distribuição – os ricos – é perfeitamente possível assumir outros objetivos. A renda pode ser vista, por exemplo, sob a ótica da redistribuição potencial. É isso que fundamenta, por exemplo, muitos estudos sobre justiça tributária. Na verdade, a partir de certo nível de renda, os tamanhos das famílias podem facilmente deixar de ser uma preocupação central no estudo da desigualdade. Basta imaginar que seria improvável alguém defender 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 que inclui, por exemplo, o poder de influenciar campanhas políticas, acionar conflitos judiciais, 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. Razões 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 essa família representa 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 nosso caso –, a comparabilidade com a renda domiciliar *per capita* é impossível. Para nosso estudo, que inclui preocupações com a renda potencialmente redistribuível, a distribuição da renda individual dos adultos não só nos parece um objeto adequado como também é o único que dispomos diante de nossas 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 nos parece mais prudente é a de que há estabilidade da desigualdade nesse período. A tabela 1 apresenta o comportamento de várias medidas de desigualdade. Três merecem atenção especial, o coeficiente de Gini e os índices de Mehran e Piesch. Essas 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 média aritmética e o índice de Piesch, a parte superior da distribuição. As três medidas indicam estabilidade, com pequenos aumentos e quedas que são de menor importância. A única variação mais nítida da desigualdade é uma leve queda ocorrida entre 2011 e 2012.

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

Medida de desigualdade	Pnad e DIRPF 2006	Pnad e DIRPF 2007	Pnad e DIRPF 2008	Pnad e DIRPF 2009	Pnad e DIRPF 2010 i	Pnad e DIRPF 2011	Pnad e DIRPF 2012	POF e DIRPF 2008-9	Censo e DIRPF 2010
Coefficiente de Gini	0,697	0,695	0,704	0,699	0,701	0,704	0,689	0,723	0,716
Índice de Merhan	0,824	0,821	0,824	0,821	0,821	0,822	0,809	0,849	0,838

(Continua)

(Continuação)

Medida de desigualdade	Pnad e DIRPF 2006	Pnad e DIRPF 2007	Pnad e DIRPF 2008	Pnad e DIRPF 2009	Pnad e DIRPF 2010 i	Pnad e DIRPF 2011	Pnad e DIRPF 2012	POF e DIRPF 2008-9	Censo e DIRPF 2010
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) Theil L	0,725	0,697	0,746	0,734	0,749	0,749	0,715	0,839	0,756
Entropia GE(1) Theil T	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
Coefficiente 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: DIRPF: dados de Castro (2014); Pnad, POF e Censo: microdados da amostra, IBGE (2006-2012).

Obs.: Pnad 2010 i criada por interpolação da Pnad 2009 e da Pnad 2011, valores deflacionados pelo INPC de setembro.

A coluna "POF e DIRPF 2008-9" tem como referência o ano de 2009. Rendimentos iguais a zero, incluídos nos cálculos, exceto pelo desvio-padrão dos logs, GE(-1), GE(0) e GE(1).

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 2) são as que apresentam maior oscilação, algumas indicando alta da desigualdade, outras, queda no período. Considerando 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, esse é um resultado previsível.

Os picos de alta e baixa não coincidem entre as medidas. Em outras palavras, 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. Essa é uma razão adicional para se adotar uma interpretação mais parcimoniosa de que a desigualdade manteve-se 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 a 2012, não engloba o intervalo entre Censos ou as POF. Sabe-se, apenas, que combinações com o Censo levam a níveis de desigualdade semelhantes aos de combinações com a Pnad, as diferenças sendo 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 Pnad é a que leva aos menores níveis de desigualdade, embora, no caso do contraste com Censo,

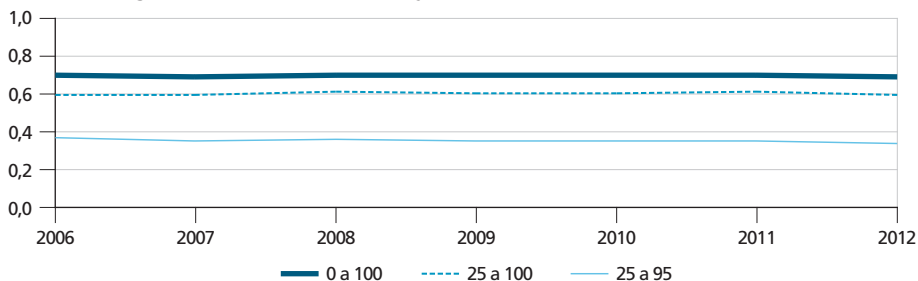
a diferença não tenha relevância substantiva. Além disso, para as medidas que consideram apenas parte da distribuição nos cálculos e eliminam os rendimentos zero da computação, como as medidas generalizadas de entropia, não há padrão nítido e a diferença, ao que parece, resulta da quantidade de rendimentos 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 mantém-se mesmo quando os 18% mais pobres – praticamente todos os renda zero – da distribuição são retirados do cômputo. Também se mantém quando os 25% mais pobres – todos os renda zero e praticamente todos os adultos com renda muito baixa – são retirados, como mostra o gráfico 1.

GRÁFICO 1

Coefficiente de Gini da distribuição dos rendimentos dos indivíduos adultos, restringindo extremos da distribuição – Brasil (2006-2012)



Fonte: DIRPF 2010: dados de Castro (2014); Pnad/IBGE, microdados da amostra (2006-2012).

Obs.: "Pnad 2010 i" criada por interpolação (média de milésimos) da Pnad 2009 e da Pnad 2011, valores deflacionados pelo INPC de setembro. Rendimentos iguais a zero incluídos nos cálculos da desigualdade nos quantis de 0% a 100%. A população acima do quantil 25% sempre possui renda maior do 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 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 amostralmente, nem nos questionários – a população mais rica (Souza, 2015). A razão para combinar ambas é tentar suplantiar 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 Ulyseia, 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 essa subestimação seja expressiva. Ao que parece, as diferenças entre a Pnad e 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 nossas estimativas do nível e comportamento da desigualdade no tempo. Para isso, realizamos um exercício simples. Simulamos que, hipoteticamente, há uma grande subestimação de todas as rendas na parte mais pobre da população e nenhuma subestimação de nossos dados no topo (embora provavelmente haja).

Cabe definir “parte mais pobre da população”. Nossa definição baseia-se nas definições de “relativamente ricos” de Hoffmann (2001, 2005), que variam conforme a medida de desigualdade usada. Definimos como “parte mais pobre” a metade de renda mais baixa, pois as definições de Hoffmann têm na metade a população – um ponto acima do qual um aumento de renda pode aumentar também a desigualdade em algumas medidas. Evitamos alterar valores acima da metade da população, pois essa alteração, como mostra Hoffmann, aumentaria 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 avaliar 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, duplicamos todas as rendas da metade mais pobre da população e recalculamos 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%. Nossa simulação equivale a um crescimento que é o dobro disso e que ocorre em um único momento.

TABELA 2

Medidas de desigualdade após simulação de duplicação de todos os rendimentos abaixo de q. 50%, como proporção da medida original (=100%) – Brasil (2006-2012)
(Em %)

Medida de desigualdade	PNAD e DIRPF 2006	PNAD e DIRPF 2007	PNAD e DIRPF 2008	PNAD e DIRPF 2009	PNAD e DIRPF 2010 i	PNAD e DIRPF 2011	PNAD e DIRPF 2012	Média 2006 a 2012
Coefficiente de Gini	92	92	92	92	91	91	91	91
Índice de Merhan	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) Theil T	76	76	76	76	76	76	75	76
Entropia GE(1) Theil L	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
Coefficiente de variação	92	92	92	92	92	92	91	92
Desvio-padrão dos logs	82	82	82	82	82	82	82	82

Fonte: DIRPF 2010: dados de Castro (2014); Pnad/IBGE, microdados (2006-2012).

Obs.: Pnad 2010 i criada por interpolação da Pnad 2009 e da Pnad 2011, valores deflacionados pelo INPC de setembro.

A coluna "POF e DIRPF 2008-9" tem como referência o ano de 2009. Rendimentos iguais a zero, incluídos nos cálculos, exceto pelo desvio-padrão dos logs, 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 por nós. 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 essa subestimação se distribui, isso pode aumentar ou diminuir a desigualdade (Hoffmann, 2005). Há indicações de que a subestimação das rendas seja 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 nosso objeto de 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. Nós não temos uma estimativa dessa diferença e, nos termos em que nossa discussão está sendo colocada – a importância do topo da distribuição para a desigualdade –, não temos 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, os valores 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 do que a estimada aqui. Porém, se os valores de outros bens e serviços públicos forem imputados, tais como a 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 por nós.

Acreditamos 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 nosso resultado acima: se uma imputação resultasse na duplicação da renda da metade mais pobre da população mais pobre 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 uma série anual, utilizamos 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 imposto de renda da pessoa física no Brasil. No entanto, Castro dispunha também de tabulações com estratificação por décimos da distribuição das declarações anuais de ajuste do imposto de renda 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 diferença entre as medidas de desigualdade nas distribuições criadas pela interpolação a partir de tabelas estratificadas em múltiplos de salário-mínimo apenas e as tabelas mais completas de Medeiros, Souza e Castro (2015a).

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

Medida de desigualdade	PNAD e DIRPF 2006	PNAD e DIRPF 2009	PNAD e DIRPF 2012	POF e DIRPF 2008-9
Coefficiente de Gini	0	0	0	0
Índice de Merhan	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) Theil T	1	1	1	1
Entropia GE(1) Theil L	0	0	0	0
Entropia GE(2)	-2	-2	-2	-2
Desvio-médio relativo	1	1	1	0
Coefficiente de variação	-1	-1	-1	-1
Desvio-padrão dos logs	1	1	1	0

Fonte: DIRPF: dados de Castro (2014); Pnad/IBGE: microdados (2006, 2009 e 2012).

Obs.: Pnad 2010 é criada por interpolação da Pnad 2009 e da Pnad 2011, valores deflacionados pelo INPC de setembro.

A coluna "POF e DIRPF 2008-9" tem como referência o ano de 2009. Rendimentos iguais a zero, incluídos nos cálculos, exceto pelo desvio-padrão dos logs, GE(-1), GE(0) e GE(1).

Para o propósito de se calcular 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).

Isso 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.

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

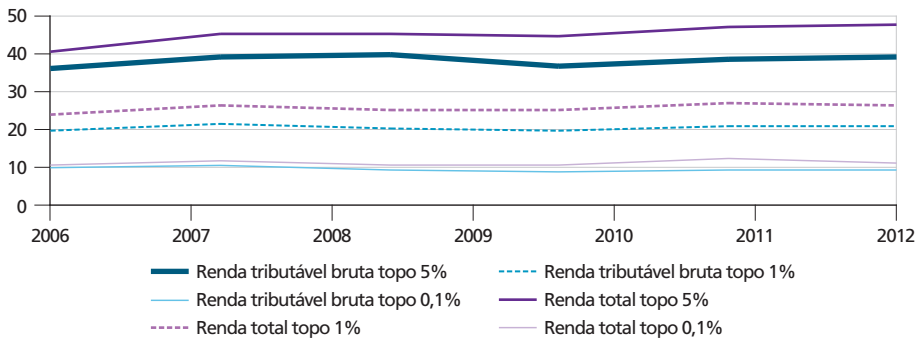
Nossa série anual utiliza dados de rendimento bruto total com subdivisão de estratos de acordo com o nível de rendimento bruto total. Historicamente, porém, a Receita Federal do Brasil publica resultados com a estratificação feita a partir dos rendimentos tributáveis, isto é, identifica a renda total, mas segundo classes de rendimento tributável. Essa publicação foi interrompida durante alguns anos, mas voltou a ocorrer entre 2007 e 2012 na publicação Grandes Números IRPF (Brasil, 2015). Como a Receita também publica a distribuição de rendimentos não tributáveis segundo classes de rendimento tributável, é possível realizar imputações para se obter uma distribuição da renda total seguindo os procedimentos de Souza (2014). Historicamente, há momentos em que o uso de diferentes tipos de ordenamento modifica as conclusões sobre o comportamento da desigualdade (Souza e Medeiros, 2015).

Ocorre que, além de ordenar as classes de renda por rendimento tributável, inicialmente, a Receita utilizou, nas publicações dos dados de 2007 a 2012 (Brasil, 2015), apenas classes bastante amplas. Em particular, é bastante 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, 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 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 e R\$ 185 mil reais, fazendo com que essas classes superiores englobem algo entre 1,2 e 2,4 milhões de pessoas. É evidente que classes subdividindo grupos de rendimentos mais altos tornam a interpolação no extremo topo mais fidedigna.

Para obter as frações de renda no topo da distribuição nos dados adicionais de 2007 a 2012 e compará-las a nossas interpolações anteriores, procedemos da seguinte maneira: geramos 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

Frações da renda dos 0,1%, 1% e 5% mais ricos, segundo diferentes variáveis de ordenação dos rendimentos – Brasil (2007-2012)



Fonte: Receita Federal do Brasil, Grandes Números IRPF, 2007 a 2012 (Brasil, 2015).

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, uma interpolação 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, porque o ordenamento pela renda tributável bruta e nossa metodologia de imputação linear dos rendimentos não tributáveis levam à subestimação da desigualdade. Ao projetar linearmente algo cuja concentração no topo é crescente, reduzimos os níveis de desigualdade. Isso 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, décimo terceiro 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 nessa categoria. Quando os dados são ordenados pela renda tributável, essas 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 topo 1% e 5% de Medeiros, Souza e Castro (2015b) utiliza dados do Sistema de Contas Nacionais (SCN) de 2014 para definir o denominador de renda, como sendo 67% do produto interno bruto (PIB), fração constante no tempo. O valor 67% corresponde a uma média entre 2006 e 2009, posto 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. 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
Percentual apropriado da renda total, segundo estratos de população, usando denominadores exatos – Brasil (2006-2012)

Estrato de população	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Variação 2012-2006 (p.p.)
Topo 1%	22,8	23,6	26,0	24,0	23,3	24,0	24,4	1,64
Topo 5%	41,3	40,5	45,2	42,9	41,3	41,9	43,7	2,40
Topo 10%	51,1	49,4	55,2	52,6	50,6	51,3	53,8	2,67
Renda/PIB (%)	66,5	66,5	66,8	70,0	69,4	70,6	68,3	1,77

Fonte: Medeiros, Souza e Castro (2015b), atualizado com novas estimativas de renda nas Contas Nacionais, IBGE (2006-2012).
 Obs.: Variação obtida pela diferença entre 2012 e 2006, expressa em pontos percentuais (p.p.).

A tabela 4 mostra que as conclusões gerais sobre alta concentração no topo e estabilidade da desigualdade obtida por denominadores aproximados fixos mantêm-se 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 pontos percentuais (p.p.) entre 2006 e 2012. Com denominadores exatos, esse aumento persiste, porém em menor escala, 1,6 p.p. Acreditamos que as diferenças entre 2006 e 2012 são tão pequenas que é mais prudente interpretar esse 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 desse 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 1 a 3, bem como os gráficos 1 e 2 acima baseiam-se nessa 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 $S^* + (1 - S^*)G$, em que G é o coeficiente de Gini da população abaixo do topo. Essa correção, portanto, leva em consideração o total da renda subestimada no topo, mas não a desigualdade no extremo da distribuição.

TABELA 5

Coefficientes de Gini da distribuição de rendimentos totais entre adultos na Pnad, corrigidos pela fórmula de Atkinson – Brasil (2006-2012)

Fração corrigida	2006	2007	2008	2009	2011	2012	Variação (pG)	Variação (%)
Top 10%	0,661	0,650	0,681	0,663	0,650	0,661	0,00	0%
Top 5%	0,671	0,665	0,683	0,668	0,656	0,660	-0,01	-2%
Top 1%	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: DIRPF: dados de Castro (2014); Pnad/IBGE (2006 a 2012) microdados da amostra.

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. Variação obtida pela diferença entre 2012 e 2006, expressa em pontos do coeficiente de Gini (pG) e pela razão entre 2012 e 2006 (menos um), expressa em percentual do coeficiente de Gini de 2006 (%)

A tabela 5 mostra que, sem correção da subestimação da renda no topo, a desigualdade nas 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).

3.8 Tabulações mais refinadas no topo indicam estabilidade ou leve aumento

No final de 2015, foram tornadas públicas novas tabulações com dados da DIRPF de 2007 a 2013. São tabulações com um refinamento no topo muito superior ao das tabelas anteriores, publicadas em 2014. Usando exatamente a mesma metodologia

de Medeiros, Souza e Castro (2015a, 2015b, 2015c), Silva (2015) replica as estimativas a partir dos novos dados e as compara às anteriores. Sua conclusão é que

as tabulações dos novos dados não apresentam diferenças significativas, apontando que os dados mais detalhados no topo, com parâmetros específicos nos estratos mais altos da distribuição, não apresentam descompasso com relação às interpolações dos dados da DIRPF anteriores (Silva, 2015, p. 35).

TABELA 6

Comparação de estimativas com dados anteriores (Castro, 2014) e novos dados (Grandes Números [Brasil,2015]) – Brasil (2007-2012)

Medida	Ano					
	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Gini, 2014	0,695	0,704	0,699	0,716	0,704	0,689
Gini, 2015	0,704	0,702	0,697	0,714	0,703	0,680
0,1% mais ricos, 2014	10,2	11,1	10,1	9,9	10,8	10,0
0,1% mais ricos, 2015	9,9	11,6	10,4	10,6	11,4	10,6
1% mais ricos, 2014	23,6	26,0	24,0	23,3	24,0	24,4
1% mais ricos, 2015	21,5	24,9	23,8	23,4	24,3	23,5
5% mais ricos, 2014	40,5	45,2	42,9	41,3	41,9	43,7
5% mais ricos, 2015	37,8	43,2	42,5	41,4	42,5	42,0
10% mais ricos, 2014	49,4	55,2	52,6	50,6	51,3	53,8
10% mais ricos, 2015	47,0	52,8	52,2	50,8	52,0	51,7
Razão Gini 2014/2015	99%	100%	100%	100%	100%	101%
Razão 0,1% 2014/2015	103%	96%	97%	93%	95%	94%
Razão 1% 2014/2015	110%	104%	101%	100%	99%	104%
Razão 5% 2014/2015	107%	105%	101%	100%	99%	104%
Razão 10% 2014/2015	105%	105%	101%	100%	99%	104%

Fonte: Silva (2015), realizadas com dados da DIRPF de Castro (2014) e DIRPF Grandes Números (Brasil, 2015), Pnad 2007 a 2012 e Censo 2010, microdados da amostra, IBGE.

De fato, o teste de diferenças de distribuições de Kolmogorov-Smirnof resulta em índices K-S de 0,005 para todos os anos, exceto 2007, quando alcança 0,016. Porém, os resultados de Silva merecem uma análise mais cautelosa. A tabela 6 apresenta os resultados das comparações. Para o ano de 2010, Silva realiza seus cálculos usando os microdados do Questionário da Amostra do Censo Demográfico, para os demais, a Pnad. O ano de 2010, portanto, não deve ser considerado nas avaliações de tendência. Silva realiza ainda comparação de resultados obtidos com a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2008-2009, que não é apresentada na tabela, mas tem a mesma característica dos demais resultados.

Os níveis de desigualdade total calculados com os dados menos (2014) e mais refinados (2015) são similares. Os coeficientes de Gini calculados têm, quando muito, diferenças de 1% para mais ou para menos. As diferenças são bem maiores nas medidas de parcelas da renda apropriada pelo 0,1% a 10% mais ricos, as quais não dependem de combinação com pesquisas amostrais. Chegavam a 10% em 2007. Apesar das semelhanças, o efeito das pequenas diferenças na trajetória da desigualdade não pode ser desconsiderado.

As trajetórias das medidas de desigualdade dão sinais diversos e nem sempre concordantes. Os coeficientes de Gini calculados com os dados anteriores e mais recentes flutuam no período, mas a tendência de estabilidade é rompida em 2012 quando os dados mais recentes são usados. No intervalo de 2011 a 2012, ocorre uma queda relevante da desigualdade medida pelo Gini. Silva observa quedas similares ao calcular os índices de Merhan e Piesch. Para algumas medidas de parcela apropriada no topo da distribuição, no entanto, há evidência de aumento da desigualdade, para outras, queda, o que permite supor que está havendo alguma realocação entre estratos.

Se excluído o ano de 2012 da análise, os dados anteriores, menos refinados no topo, indicam leve aumento da desigualdade; já os mais refinados, estabilidade entre os extremos do período de 2007 a 2011. As medidas de parcela da renda apropriada tendem a indicar aumento nos novos dados. A questão, portanto, está aberta a interpretações. Se as variações ocorridas no coeficiente de Gini dos novos dados forem interpretadas como suficientes para afirmar a existência de uma queda, essa queda ocorreu somente entre 2011 e 2012, na contramão do que indicam as pesquisas domiciliares. Por outro lado, se as mudanças na parcela apropriada do 1% forem interpretadas como elevação, o aumento da desigualdade ocorreu, predominantemente, de 2007 a 2008, também o diferente do que mostram as pesquisas domiciliares.

3.9 Imputação de rendas de tributação exclusiva não afeta estabilidade

Os rendimentos declarados na DIRPF excluem a parcela tributada na fonte dos rendimentos de tributação exclusiva (na fonte). Esses rendimentos incluem rendimentos de aplicações financeiras e ganhos de capital, os quais tendem à maior concentração no topo da distribuição. Potencialmente, portanto, a correção por meio da imputação desses rendimentos faltantes pode alterar o nível e a tendência da desigualdade.

Tanto Fernandes (2016) quanto Gobetti e Orair (2016), no entanto, realizam a imputação desses valores nos dados detalhados da DIRPF Grandes Números 2015 (Brasil, 2015) e calculam as parcelas apropriadas por estratos dos 10% mais ricos aos 0,1% mais ricos. O procedimento de imputação parte dos dados tabulados

e consiste em definir algumas hipóteses sobre a composição dos rendimentos e adicionar a cada fonte de renda os tributos cabíveis. Os valores adicionados são determinados pela legislação e algumas informações sobre tributação efetiva provenientes de Castro (2014).

Fernandes, em particular, analisa o comportamento da concentração da renda total calculada com imputações, concluindo que “Para os sete anos examinados, a tendência geral foi de estabilidade na concentração de renda (...)” (Fernandes, 2016, p. 115). Seus resultados são apresentados na tabela 7. Se essa tendência geral for analisada em mais detalhe, há alguma flutuação na trajetória. É possível notar uma elevação rápida entre 2007 e 2008 e retorno ao patamar original em 2010; a partir daí, a concentração permanece estável.

TABELA 7

Percentual apropriado da renda total, segundo estratos de população, imputação de tributos nos rendimentos de tributação exclusiva na fonte – Brasil (2006-2013)
(Em %)

Medida	Ano						
	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
0,1 mais ricos	12	13	11	11	13	11	11
1 mais ricos	25	28	26	25	27	25	24
5 mais ricos	43	48	46	44	46	44	42
10 mais ricos	52	59	57	54	56	54	53

Fonte: Fernandes (2016, gráfico 7), a partir da DIRPF e Contas Nacionais.

É importante notar que para o cálculo da parcela apropriada pelos 10% a 0,1% mais ricos, a renda total (denominador) usada por Fernandes (2016) é a renda disponível bruta das Contas Nacionais, a de Silva (2015) é uma fração constante de dois terços do PIB, seguindo estimativas anteriores e a usada por Medeiros, Souza e Castro (2015c) é uma estimativa mais exata, variável ano a ano da Renda Monetária Familiar (renda que poderia, em tese, ser tributada pelo imposto de renda) a partir das Contas Nacionais Integradas, cujos resultados são avaliados na tabela 4. Embora próximos, esses denominadores não seguem as mesmas trajetórias no tempo e parte do comportamento discrepante pode ser decorrência de diferenças de metodologia.

3.10 Comparação com resultados de pesquisas amostrais

As evidências de estabilidade da desigualdade destoam dos resultados obtidos quando apenas as pesquisas amostrais (Pnad) são utilizadas. As Pnad indicam queda no coeficiente de Gini de 7%, entre 2006 e 2012, que se reduz de 0,628 para 0,581 quando o cálculo é feito para a população adulta total, incluindo pessoas

sem rendimento. Também se observam quedas quando os cálculos limitam-se à população acima dos 25% mais pobres (ou seja, sem pessoas com renda igual a zero ou muito baixa) ou à população entre os quantis 25 e 95, neste caso, eliminando também parte do topo da distribuição.

A tabela 8 apresenta os valores do coeficiente de Gini calculados usando-se apenas os dados de pesquisas amostrais, para a população inteira (00 a 100) e partes da população, e os compara aos mesmos cálculos feitos quando os dados amostrais são combinados com dados do imposto de renda. Para o ano de 2010, foi criada uma “Pnad 2010 i” por interpolação, conforme mencionado anteriormente. As duas últimas colunas apresentam os cálculos para combinações com a POF 2008-2009 e os dados da Amostra do Censo Demográfico 2010. Exceto pela origem dos dados, as metodologias para construir as distribuições são todas idênticas.

TABELA 8

Razão entre a desigualdade calculada com e sem combinação dos dados de pesquisas amostrais aos tributários, diferentes simulações – Brasil (2006-2012)

Coeficiente de Gini	Pnad e DIRPF 2006	Pnad e DIRPF 2007	Pnad e DIRPF 2008	Pnad e DIRPF 2009	Pnad e DIRPF 2010 i	Pnad e DIRPF 2011	Pnad e DIRPF 2012	POF e DIRPF 2008-9	Censo e DIRPF 2010
Quantis de população	Apenas pesquisas domiciliares								
00 a 100, 2014	0,628	0,621	0,609	0,604	0,597	0,591	0,581	0,663	0,643
25 a 100, 2014	0,508	0,498	0,486	0,479	0,471	0,463	0,453	0,554	0,526
25 a 95, 2014	0,374	0,367	0,353	0,347	0,339	0,331	0,321	0,419	0,374
	Razão dados combinados/pesquisas domiciliares								
00 a 100, 2014	111%	112%	116%	116%	117%	119%	119%	109%	111%
25 a 100, 2014	118%	120%	126%	126%	129%	132%	131%	114%	118%
25 a 95, 2014	98%	97%	101%	102%	104%	105%	105%	98%	101%
00 a 100, 2015	n.a.	113%	115%	115%	n.a.	119%	117%	109%	111%

Fonte: DIRPF: cálculos com dados de 2014, Castro (2014); Pnad, POF e Censo: microdados da amostra, IBGE. Cálculos com dados de 2015, Silva, T. T. (2015). Dados de 2014 e 2015 atualmente em Receita Federal do Brasil (Brasil, 2015).

Obs.: Pnad 2010 i criada por interpolação da Pnad 2009 e da Pnad 2011, valores deflacionados pelo INPC de setembro. A coluna “POF e DIRPF 2008-9” tem como referência o ano de 2009. Rendimentos iguais a zero, incluídos nos cálculos, exceto pelo desvio-padrão dos *logs*, GE(-1), GE(0) e GE(1).

A combinação a dados do imposto de renda altera o nível e a trajetória da desigualdade. A principal diferença é devida à subestimação pelas pesquisas amostrais da desigualdade no topo da distribuição. A desigualdade total é entre 11% e 19% maior quando os dados do imposto de renda são utilizados. Quando os 25% mais pobres são retirados da distribuição, as diferenças aumentam ainda mais. Contudo, quando se retira tanto os 25% mais pobres quanto os 5% mais ricos, a razão entre os Ginis nos dados combinados e apenas na Pnad volta a diminuir.

Isso ocorre porque as principais diferenças entre as duas fontes estão nos 5% mais ricos. Além disso, as diferenças são crescentes, entre 2006 e 2012, o que faz com que os comportamentos das duas séries sejam distintos.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Dados tributários são registros administrativos que não foram desenhados para o propósito de pesquisa. Sua combinação a dados de pesquisas domiciliares que usam definições de renda e períodos de referência distintos, não é isenta de riscos. Portanto, nunca é demais ressaltar a eventual fragilidade de conclusões obtidas a partir desses dados. Todavia, nossos 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 de 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 ela precisaria ser muito grande – ao ponto de comprometer seriamente seu uso para outros fins, como o estudo da pobreza – para produzir uma queda sistemática da desigualdade.

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, imputação para converter rendas líquidas em brutas 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 de que 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 ressaltado 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. (Eds.). **Top incomes over the twentieth century**: a contrast between Continental European and english-speaking countries. Oxford: Oxford University Press, 2007, p. 18-42.
- 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. (Eds.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, v. 1, 2006.
- BRASIL. Receita Federal do Brasil. **Grandes números IRPF, anos-calendário 2007 a 2013**. (Grandes Números DIRPF). Brasília: Receita Federal do Brasil, 2015, p. 60. Disponível em: <goo.gl/JgXDGZ>. Acesso em: 14 dez. 2016.
- BRZEZINSKI, M. Do wealth distributions follow power laws? Evidence from “rich lists”. **Physica A**: Statistical Mechanics and Its Applications Journal, v. 406, p. 155-162, jul. 2014.
- CASTRO, F. A. **Imposto de renda da pessoa física**: comparações internacionais, medidas de progressividade e redistribuição. 2014. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2014.
- FERNANDES, R. C. **Sistema tributário e desigualdade** – uma análise do impacto distributivo do imposto de renda no Brasil. 2016. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2016.
- GOBETTI, S. W.; ORAIR, R. O. Taxation and distribution of income in Brazil: new evidence from personal income tax data. **International Policy Centre for Inclusive Growth**, 2016. (Working Paper n. 136). Disponível em: <goo.gl/fNGqqd>. Acesso em: 14 dez. 2016.
- 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 e Saúde Coletiva**, v. 4, n. 20, p. 971-986, 2015a.

_____. (2015b). 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**. Inégalités 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, 1997.

SILVA, T. T. **A estabilidade da desigualdade no Brasil**: os novos dados do topo da distribuição de renda. Monografia (Graduação) – Universidade de Brasília, Brasília, 2 dez. 2015.

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

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

SOUZA, P. H. G. F. (2014). **Top incomes in Brazil**, 1933-2012: a research note. Rochester, NY: Social Science Research Network. (SSRN Scholarly Paper n. ID 2537026). Disponível em: <goo.gl/uZ4BZO>. Acesso em: 14 dez. 2016.

SOUZA, P. H. G. F. (2015). 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, 2015.

APÊNDICE

TABELA A.1

Renda total declarada e número de declarações, segundo estratos de renda total – DIRPF (Brasil, 2006, 2009 e 2012)

Ano 2006			
Limite inferior	Limite superior	Declarações	Renda total do estrato
-	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
84.000,01	Aberto	1.919.637	422.097.063.776
Total	Total	24.156.253	913.091.475.209
Ano 2009			
Limite inferior	Limite superior	Declarações	Renda total do estrato
-	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
111.600,01	Aberto	2.168.635	651.420.071.990
Total	Total	24.383.680	1.343.043.317.892

(Continua)

(Continuação)

Ano 2012			
Limite inferior	Limite superior	Declarações	Renda total do estrato
-	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
149.280,01	Aberto	2.275.345	924.840.430.280
Total	Total	25.617.553	1.932.232.626.328

Fonte: Receita Federal, DW DIRPF, com base na combinação de tabulações do estudo de Castro (2014).

Obs.: A tabela foi construída a partir da interseção de diferentes tabulações de Castro (2014). Valores em reais (R\$) nominais declarados, correspondem ao exercício fiscal (ano do recebimento) e não ao ano em que foram declarados.