



University of Brasilia



Economics and Politics Research Group

A CNPq-Brazil Research Group

<http://www.EconPolRG.wordpress.com>

Research Center on Economics and Finance–CIEF
Research Center on Market Regulation–CERME
Research Laboratory on Political Behavior, Institutions
and Public Policy–LAPCIPP
Master's Program in Public Economics–MESP

**A estabilidade da desigualdade no Brasil entre 2006 e 2012:
resultados adicionais**

Marcelo Medeiros and Pedro H. G. F. Souza

Ipea and UnB

**Economics and Politics Working Paper 55/2015
September 24, 2015**

**Economics and Politics Research Group
Working Paper Series**

A estabilidade da desigualdade no Brasil entre
2006 e 2012:
resultados adicionais

(The stability of income inequality in Brazil between 2006 and
2012: additional results)

Marcelo Medeiros

Ipea, UnB

Pedro H. G. F. Souza

Ipea, UnB

Versão preliminar:

favor consultar autores antes de utilizar

Brasília, 10 de setembro de 2015

Suggested citation: Medeiros, Marcelo and Souza, Pedro H. G. F. , A Estabilidade Da Desigualdade No Brasil Entre 2006 E 2012: Resultados Adicionais (The Stability of Income Inequality in Brazil between 2006 and 2012: Additional Results) (September 10, 2015). Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2641033>

Agradecimentos

Agradecemos os comentários detalhados de Carlos Henrique Corseuil.

Resumo

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 dados e métodos 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

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 Brasil 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

Introdução

Estudos anteriores já se empenharam em analisar a evolução recente da desigualdade no Brasil a partir de dados tributários (Medeiros, Souza, & 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, tais como não considerar indivíduos com rendimento igual a zero e não considerar parte da base ou do topo da distribuição, bem como 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 o qual ainda não sabemos explicar adequadamente: o comportamento da desigualdade observado nas Pnad muda de direção quando os dados do imposto de renda são utilizados. 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. Isto porque não existe comparabilidade plena entre os resultados da PNAD e da 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 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 que possuímos seria possível avaliar melhor esses riscos. Neste 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)

Metodologia

Combinamos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2006 a 2012 a dados da Declaração Anual de Ajuste do Imposto de Renda da Pessoa Física (DIRPF) de 2006 a 2012 para produzir distribuições completas de rendimentos. 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 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 ou 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. Isto porque a interpolação com tabelas mais refinadas produz 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 tabelas) são apresentadas na tabela A1 do Apêndice. As tabelas com menor detalhamento podem ser encontradas em Medeiros, Souza e Castro (2015b).

Note-se que entre as alternativas que estavam a nosso alcance adotamos aquelas que tendem a gerar os menores níveis de desigualdade: a) entre os vários métodos de interpolação plausíveis, assumimos a interpolação de Pareto, que com certa frequência subestima rendas mais altas (Brzezinski, 2014); b) 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); c) eliminamos o topo (0,1%) da distribuição da análise; d) utilizamos pontos médios, e não médias, para representar os quantis – médias tendem a gerar maior desigualdade em função da inclinação crescente das distribuições; e) interpolamos tabulações que produzem rendas menores no topo 90%-95%, as quais, comparativamente, resultaram em menor desigualdade que tabulações mais refinadas e f) não realizamos nenhum ajuste para imputar rendimentos recebidos por pessoas jurídicas ou evadidos por sonegação. É provável, portanto, que nossas estimativas ainda subestimem os níveis reais de desigualdade no país, mas não sabemos dizer quanto.

É ainda possível que algumas das escolhas que adotamos sejam, dentre 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 c), o uso de pontos médios para representar os quantis (item d) e o uso de tabulações que produzem rendas no intervalo 90%-95% (item e) 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. 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 em torno dessas linhas é evidente que a presença de uma pessoa a mais no domicílio altera completamente a capacidade de consumo de mercadorias 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, onde o elemento das distribuições não são famílias, mas 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 lembra 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 – 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 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 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.

Resultados

Estabilidade independente 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

	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
Medida de desigualdade	2006	2007	2008	2009	2010 i	2011	2012	2008-9	2010
Ano Referência	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2009	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
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 2010: dados de Castro (2014); PNAD, POF e Censo: microdados da amostra, IBGE.

Nota: "PNAD 2010 i" criada por interpolação da PNAD 2009 e da PNAD 2011, valores deflacionados pelo INPC de setembro. 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. Esta é uma razão adicional para se adotar uma interpretação mais parcimoniosa de que a desigualdade se manteve estável no período.

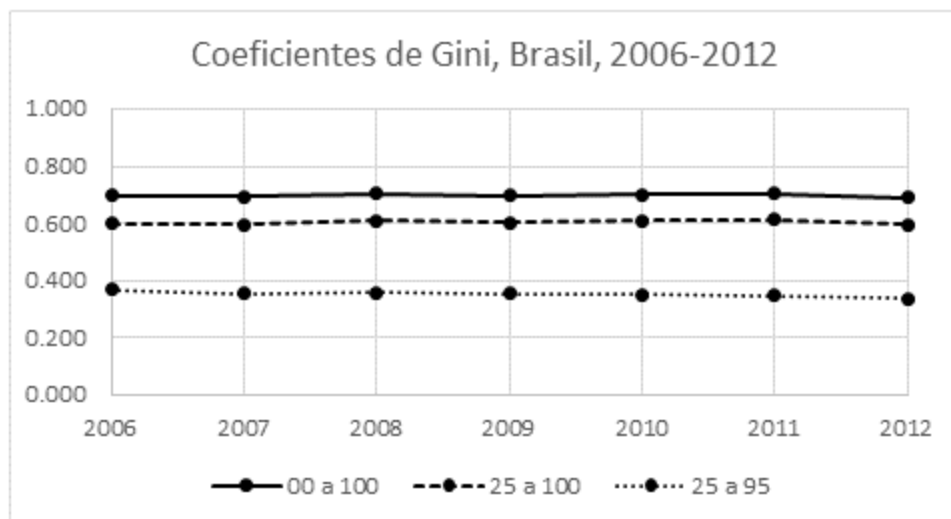
Vale notar que não se sabe o que ocorreria com o comportamento da desigualdade se a combinação fosse feita com outras pesquisas domiciliares, pois o período coberto pelos dados tributários, 2006 a 2012, não engloba o intervalo entre Censos ou as POF. Sabe-se, apenas, que combinações com o Censo levam 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.

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 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 - Coeficiente de Gini da distribuição dos rendimentos dos indivíduos adultos, restringindo extremos da distribuição, Brasil, 2006-2012



Fonte: DIRPF 2010: dados de Castro (2014); PNAD, microdados da amostra, IBGE.

Nota: "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.

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 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, & 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 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 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 avaliar os resultados da hipótese de que a subestimação das rendas na base da PNAD seria capaz de modificar as estimativas do nível e 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

	PNAD e DIRPF	PNAD e DIRPF	PNAD e DIRPF	PNAD e DIRPF	PNAD e DIRPF	PNAD e DIRPF	PNAD e DIRPF	Média 2006 a 2012
Medida de desigualdade	2006	2007	2008	2009	2010 i	2011	2012	
Ano Referência	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2006-12
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

Nota: "PNAD 2010 i" criada por interpolação da PNAD 2009 e da PNAD 2011, valores deflacionados pelo INPC de setembro. Rendimentos iguais a zero incluídos nos cálculos, exceto pelo Desvio padrão dos logs, GE(-1), GE(0) e GE(1). Simulação de duplicação de todos os rendimentos abaixo do quantil 50%. Valores expressos como fração da medida de desigualdade original (=100%).

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 distribua, isso pode aumentar ou diminuir a desigualdade (Hoffmann, 2005). Há indicações que a subestimação das rendas é maior entre os mais ricos (Hoffmann, 1988; Lluch, 1982; Medeiros et al., 2015a; Souza, 2015), embora esta não seja uma posição consensual (Barros et al., 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, o valor 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 o valor 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 ou 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.

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 - Variação 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

	PNAD e DIRPF 2006	PNAD e DIRPF 2009	PNAD e DIRPF 2012	POF e DIRPF 2008-9
Medida de desigualdade				
Ano Referência	2006	2009	2012	2009
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

Nota: "PNAD 2010 i" criada por interpolação da PNAD 2009 e da PNAD 2011, valores deflacionados pelo INPC de setembro. Rendimentos iguais a zero incluídos nos cálculos, exceto pelo Desvio padrão dos logs, GE(-1), GE(0) e GE(1). Simulação de duplicação de todos os rendimentos abaixo do quantil 50%. Valores expressos como fração da medida de desigualdade original (=100%).

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 é praticamente o mesmo. 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.

Ordenamento por rendimentos tributáveis e classes amplas não afeta conclusões gerais

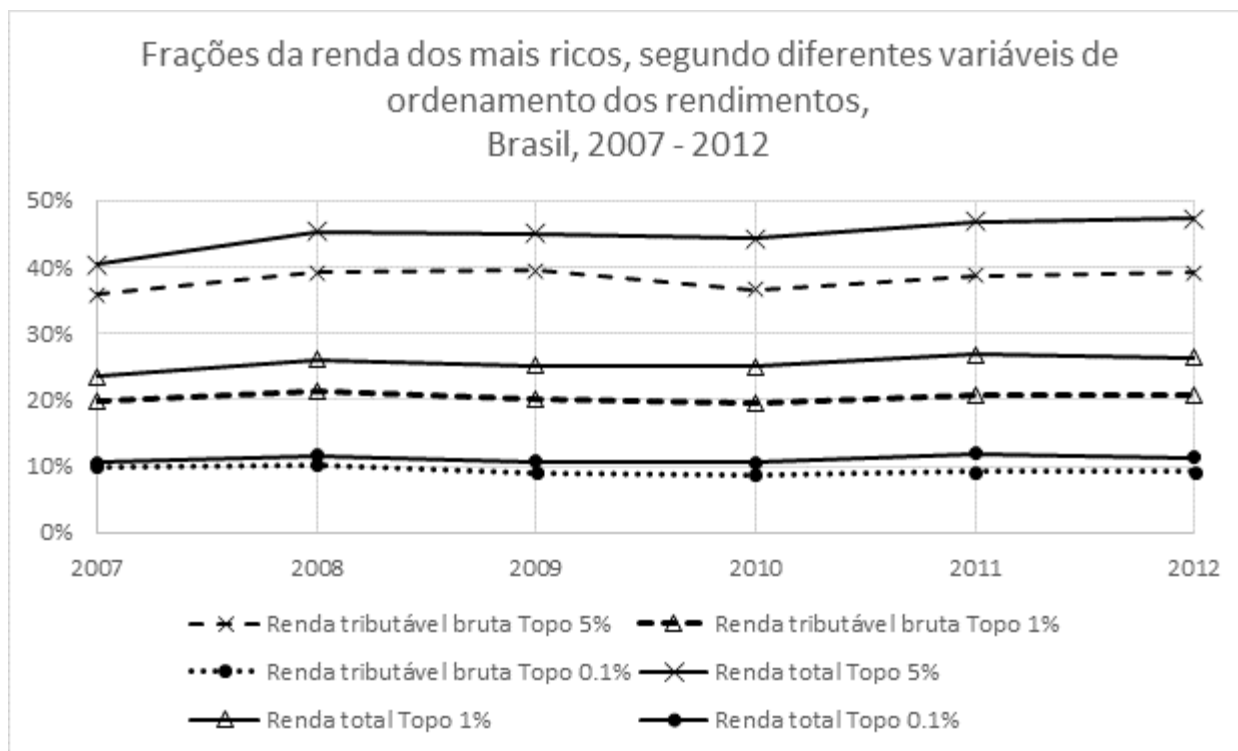
Nossa série anual utiliza dados de rendimento bruto total com subdivisão de estratos de acordo o nível de rendimento bruto total. Historicamente, porém, a Receita Federal do Brasil (Receita) publica resultados com a estratificação feita a partir dos rendimentos tributáveis, isto é, identifica a renda 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. 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).

Ocorre que, além de ordenar as classes de renda por rendimento tributável a Receita utilizou, nas publicações dos dados de 2007 a 2012, classes bastante amplas. Em particular, é bastante baixo o limite inferior da classe mais alta. São apenas 3 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 de 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 a 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 do 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

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 outras palavras, a metodologia que usamos, interpolações de Pareto, tende a subestimar a desigualdade real no Brasil. Quanto mais dependemos dela – quanto mais baixo o ponto de partida, maior a dependência – menor a desigualdade encontrada.

Segundo, porque o ordenamento pela renda tributável bruta e nossa metodologia de imputação linear dos rendimentos não tributáveis leva 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 renda cuja renda não tributável é alta. Rentistas, herdeiros e alguns empresários, por exemplo, estariam nesta categoria. Quando os dados ordenados pela renda tributável essas pessoas não são posicionadas no topo da distribuição de renda total, embora pertençam a ela.

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 haviam dados que permitissem o cálculo exato do denominador para o período de 2010 a 2012. Além disso, neste último período, o Produto Interno Bruto (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, ao invés 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 (pp)
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%	0.02

Fonte: Medeiros, Souza e Castro (2015b), atualizado com novas estimativas de renda nas Contas Nacionais, IBGE.

Nota: variação obtida pela diferença entre 2012 e 2006, expressa em pontos percentuais (pp)

A tabela 4 mostra que as conclusões gerais sobre alta concentração no topo e estabilidade da desigualdade obtidas por denominadores aproximados fixos se mantém 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 entre 2006 e 2012. Com denominadores exatos esse aumento persiste, porém em menor escala, 1,6 pontos percentuais. 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.

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 são baseados 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 $S^* + (1 - S^*)G$, onde 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 - Coeficientes de Gini da distribuição de rendimentos totais entre adultos na PNAD, corrigidos pela fórmula de Atkinson, Brasil, 2006 a 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 2006 a 2012: microdados da amostra, IBGE.

Nota: 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).

Conclusão

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 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 e distintos denominadores de renda levam a resultados convergente: nível mais alto que 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 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. (2007). Measuring top incomes: methodological issues. In A. B. Atkinson & T. Piketty (Orgs.), *Top Incomes over the Twentieth Century: A Contrast between Continental European and English-Speaking Countries* (p. 18–42). Oxford: Oxford University Press.
- Barros, R. P. de, Cury, S., & Ulyssea, G. (2006). A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada? Uma análise comparativa usando PNAD, POF e Contas Nacionais. In R. P. de Barros, M. N. Foguel, & G. Ulyssea (Orgs.), *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente* (Vol. 1). Brasília: Ipea.
- Brzezinski, M. (2014). Do wealth distributions follow power laws? Evidence from “rich lists”. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. <http://doi.org/10.1016/j.physa.2014.03.052>
- Castro, F. A. (2014). *Imposto de renda da pessoa física: comparações internacionais, medidas de progressividade e redistribuição* (Dissertação de Mestrado em Economia). Universidade de Brasília, Brasília.
- Hoffmann, R. (1988). A subdeclaração dos rendimentos. *São Paulo em perspectiva*, 2(1), 50–54.
- Hoffmann, R. (2001). Effect of the rise of a person’s income on inequality. *Brazilian Review of Econometrics*, 21(2), 237–262.

- Hoffmann, R. (2005). Distribuição da renda no Brasil: mudanças de 2002 para 2003 e a delimitação dos relativamente ricos. *Econômica*, 7(1), 77–95.
- Lluch, C. (1982). Sobre medições de renda a partir dos censos e das contas nacionais no Brasil. *Pesquisa e planejamento econômico*, 12(1), 133–148.
- Medeiros, M., Souza, P. H. G. F., & Castro, F. A. (2015a). A Estabilidade da Desigualdade de Renda no Brasil, 2006 a 2012: Estimativa com Dados do Imposto de Renda e Pesquisas Domiciliares. *Ciência & Saúde Coletiva*, 4(20), 971–986. <http://doi.org/10.1590/1413-81232015204.00362014>
- Medeiros, M., Souza, P. H. G. F., & Castro, F. A. (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*, 1(58), 7–36. <http://doi.org/10.1590/001152582015>
- Medeiros, M., Souza, P. H. G. F., & Castro, F. A. (2015c). Top incomes in Brazil: preliminary results. *Economics Bulletin*, 35(2), 998–1004.
- Piketty, T. (2001). *Les hauts revenus en France au XXe siècle. Inégalités et redistributions 1901-1998*. Paris: Grasset.
- Sen, A. (1997). From Income Inequality to Economic Inequality. *Southern Economic Journal*, 64(2), 384–401. <http://doi.org/10.2307/1060857>
- Souza, P. H. G. F. (2014). *Top Incomes in Brazil, 1933-2012: A Research Note* (SSRN Scholarly Paper No. ID 2537026). Rochester, NY: Social Science Research Network. Recuperado de <http://papers.ssrn.com/abstract=2537026>
- 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*, 32(1), 165–188. <http://doi.org/10.1590/S0102-30982015000000009>

Apêndice

Tabela A1 - 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

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, a partir da combinação de tabulações do estudo de Castro (2014)

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

The **Economics and Politics (CNPq) Research Group** started publishing its members' working papers on June 12, 2013. Please check the list below and click at <http://econpolrg.com/working-papers/> to access all publications.

Number	Date	Publication
55/2015	09-24-2015	A estabilidade da desigualdade no Brasil entre 2006 e 2012: resultados adicionais, Marcelo Medeiros and Pedro H. G. F. Souza
54/2015	09-24-2015	Reciclagem de plataformas de petróleo: ônus ou bônus?, Roberto N. P. di Cillo
53/2015	09-09-2015	A Progressividade do Imposto de Renda Pessoa Física no Brasil, Fábio Castro and Mauricio S. Bugarin
52/2015	07-03-2015	Measuring Parliaments: Construction of Indicators of Legislative Oversight, Bento Rodrigo Pereira Monteiro and Denílson Banderia Coêlho
51/2015	06-29-2015	A didactic note on the use of Benford's Law in public works auditing, with an application to the construction of Brazilian Amazon Arena 2014 World Cup soccer stadium, Mauricio S. Bugarin and Flavia Ceccato Rodrigues da Cunha
50/2015	04-29-2015	Accountability and yardstick competition in the public provision of education, Rafael Terra and Enlison Mattos
49/2015	04-15-2015	Understanding Robert Lucas (1967-1981), Alexandre F. S. Andrada
48/2015	04-08-2015	Common Labor Market, Attachment and Spillovers in a Large Federation, Emilson Caputo Delfino Silva and Vander Mendes Lucas
47/2015	03-27-2015	Tópicos da Reforma Política sob a Perspectiva da Análise Econômica do Direito, Pedro Fernando Nery and Fernando B. Meneguim
46/2014	12-17-2014	The Effects of Wage and Unemployment on Crime Incentives - An Empirical Analysis of Total, Property and Violent Crimes, Paulo Augusto P. de Britto and Tatiana Alessio de Britto
45/2014	12-10-2014	Políticas Públicas de Saúde Influenciam o Eleitor?, Hellen Chrytine Zanetti Matarazzo
44/2014	12-04-2014	Regulação Ótima e a Atuação do Judiciário: Uma Aplicação de Teoria dos Jogos, Maurício S. Bugarin and Fernando B. Meneguim
43/2014	11-12-2014	De Facto Property Rights Recognition, Labor Supply and Investment of the Poor in Brazil, Rafael Santos Dantas and Maria Tannuri-Pianto
42/2014	11-05-2014	On the Institutional Incentives Faced by Brazilian Civil Servants, Mauricio S. Bugarin and Fernando B. Meneguim
41/2014	10-13-2014	Uma Introdução à Teoria Econômica da Corrupção: Definição, Taxonomia e Ensaio Seleccionados, Paulo Augusto P. de Britto
40/2014	10-06-2014	Um modelo de jogo cooperativo sobre efeitos da corrupção no gasto público, Rogério Pereira and Tatiane Almeida de Menezes
39/2014	10-02-2014	Uma análise dos efeitos da fusão ALL-Brasil Ferrovias no preço do frete ferroviário de soja no Brasil, Bruno Ribeiro Alvarenga and Paulo Augusto P. de Britto
38/2014	08-27-2014	Comportamentos estratégicos entre municípios no Brasil, Vitor Lima Carneiro & Vander Mendes Lucas
37/2014	08-20-2014	Modelos Microeconômicos de Análise da Litigância, Fábio Avila de Castro
36/2014	06-23-2014	Uma Investigação sobre a Focalização do Programa Bolsa Família e seus Determinantes Imediatos. André P. Souza, Plínio P. de Oliveira, Janete Duarte, Sérgio R. Gadelha & José de Anchieta Neves
35/2014	06-22-2014	Terminais de Contêineres no Brasil: Eficiência Intertemporal. Leopoldo Kirchner and Vander Lucas
34/2014	06-06-2014	Lei 12.846/13: atrai ou afugenta investimentos? Roberto Neves Pedrosa di Cillo
33/2013	11-27-2013	Vale a pena ser um bom gestor? Comportamento Eleitoral e Reeleição no Brasil, Pedro Cavalcante
32/2013	11-13-2013	A pressa é inimiga da participação (e do controle)? Uma análise comparativa da implementação de programas estratégicos do governo federal, Roberto Rocha C. Pires and Alexandre de Avila Gomide
31/2013	10-30-2013	Crises de segurança do alimento e a demanda por carnes no Brasil, Moisés de Andrade Resende Filho, Karina Junqueira de Souza and Luís Cristóvão Ferreira Lima
30/2013	10-16-2013	Ética & Incentivos: O que diz a Teoria Econômica sobre recompensar quem denuncia a corrupção? Maurício Bugarin

Number	Date	Publication
29/2013	10-02-2013	Intra-Village Expansion of Welfare Programs, M. Christian Lehmann
28/2013	09-25-2013	Interações verticais e horizontais entre governos e seus efeitos sobre as decisões de descentralização educacional no Brasil, Ana Carolina Zoghbi, Enlison Mattos and Rafael Terra
27/2013	09-18-2013	Partidos, facções e a ocupação dos cargos de confiança no executivo federal (1999-2011), Felix Lopez, Mauricio Bugarin and Karina Bugarin
26/2013	09-11-2013	Metodologias de Análise da Concorrência no Setor Portuário, Pedro H. Albuquerque, Paulo P. de Britto, Paulo C. Coutinho, Adelaida Fonseca, Vander M. Lucas, Paulo R. Lustosa, Alexandre Y. Carvalho and André R. de Oliveira
25/2013	09-04-2013	Balancing the Power to Appoint officers, Salvador Barberà and Danilo Coelho
24/2013	08-28-2013	Modelos de Estrutura do Setor Portuário para Análise da Concorrência, Paulo C. Coutinho, Paulo P. de Britto, Vander M. Lucas, Paulo R. Lustosa, Pedro H. Albuquerque, Alexandre Y. Carvalho, Adelaida Fonseca and André Rossi de Oliveira
23/2013	08-21-2013	Hyperopic Strict Topologies, Jaime Orillo and Rudy José Rosas Bazán
22/2013	08-14-2013	Há Incompatibilidade entre Eficiência e Legalidade? Fernando B. Meneguín and Pedro Felipe de Oliveira Santos
21/2013	08-07-2013	A Note on Equivalent Comparisons of Information Channels, Luís Fernando Brands Barbosa and Gil Riella
20/2013	07-31-2013	Vertical Integration on Health Care Markets: Evidence from Brazil, Tainá Leandro and José Guilherme de Lara Resende
18/2013	07-17-2013	Algunas Nociones sobre el Sistema de Control Público en Argentina con Mención al Caso de los Hospitales Públicos de la Provincia de Mendoza, Luis Federico Giménez
17/2013	07-10-2013	Mensuração do Risco de Crédito em Carteiras de Financiamentos Comerciais e suas Implicações para o Spread Bancário, Paulo de Britto and Rogério Cerri
16/2013	07-03-2013	Previdências dos Trabalhadores dos Setores Público e Privado e Desigualdade no Brasil, Pedro H. G. F. de Souza and Marcelo Medeiros
15/2013	06-26-2013	Incentivos à Corrupção e à Inação no Serviço Público: Uma análise de desenho de mecanismos, Maurício Bugarin and Fernando Meneguín
14/2013	06-26-2013	The Decline in inequality in Brazil, 2003–2009: The Role of the State, Pedro H. G. F. de Souza and Marcelo Medeiros
13/2013	06-26-2013	Productivity Growth and Product Choice in Fisheries: the Case of the Alaskan pollock Fishery Revisited, Marcelo de O. Torres and Ronald G. Felthoven
12/2013	06-19-2003	The State and income inequality in Brazil, Marcelo Medeiros and Pedro H. G. F. de Souza
11/2013	06-19-2013	Uma alternativa para o cálculo do fator X no setor de distribuição de energia elétrica no Brasil, Paulo Cesar Coutinho and Ângelo Henrique Lopes da Silva
10/2013	06-12-2013	Mecanismos de difusão de Políticas Sociais no Brasil: uma análise do Programa Saúde da Família, Denilson Bandeira Coêlho, Pedro Cavalcante and Mathieu Turgeon
09/2013	06-12-2103	A Brief Analysis of Aggregate Measures as an Alternative to the Median at Central Bank of Brazil's Survey of Professional Forecasts, Fabia A. Carvalho
08/2013	06-12-2013	On the Optimality of Exclusion in Multidimensional Screening, Paulo Barelli, Suren Basov, Mauricio Bugarin and Ian King
07/2013	06-12-2013	Desenvolvimentos institucionais recentes no setor de telecomunicações no Brasil, Rodrigo A. F. de Sousa, Nathalia A. de Souza and Luis C. Kubota
06/2013	06-12-2013	Preference for Flexibility and Dynamic Consistency, Gil Riella
05/2013	06-12-2013	Partisan Voluntary Transfers in a Fiscal Federation: New evidence from Brazil, Mauricio Bugarin and Ricardo Ubrig
04/2013	06-12-2013	How Judges Think in the Brazilian Supreme Court: Estimating Ideal Points and Identifying Dimensions, Pedro F. A. Nery Ferreira and Bernardo Mueller
03/2013	06-12-2013	Democracy, Accountability, and Poverty Alleviation in Mexico: Self-Restraining Reform and the Depoliticization of Social Spending, Yuriko Takahashi
02/2013	06-12-2013	Yardstick Competition in Education Spending: a Spatial Analysis based on Different Educational and Electoral Accountability Regimes, Rafael Terra
01/2013	06-12-2013	On the Representation of Incomplete Preferences under Uncertainty with Indecisiveness in Tastes, Gil Riella

