

Medeiros, Marcelo; de Galvão, Juliana Castro; Nazareno, Luísa

Working Paper

A composição da desigualdade no Brasil: Conciliando o censo 2010 e os dados do imposto de renda

Texto para Discussão, No. 2147

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Medeiros, Marcelo; de Galvão, Juliana Castro; Nazareno, Luísa (2015) : A composição da desigualdade no Brasil: Conciliando o censo 2010 e os dados do imposto de renda, Texto para Discussão, No. 2147, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/129895>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

2147

TEXTO PARA DISCUSSÃO

A COMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE NO BRASIL – CONCILIANDO O CENSO 2010 E OS DADOS DO IMPOSTO DE RENDA

Marcelo Medeiros
Juliana de Castro Galvão
Luísa Nazareno



A COMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE NO BRASIL – CONCILIANDO O CENSO 2010 E OS DADOS DO IMPOSTO DE RENDA¹

Marcelo Medeiros²

Juliana de Castro Galvão³

Luísa Nazareno⁴

1. Agradecemos pelos comentários de Marta Arretche, Maurício C. Reis, Pedro H. G. F. Souza, José Alcides dos Santos, Rodolfo Hoffmann e Carlos H. Corseuil. Marcelo Medeiros contou com o apoio de uma bolsa de produtividade PQ2 do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Juliana de Castro Galvão contou com o apoio de uma bolsa de mestrado do CNPq.

2. Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea e professor da Universidade de Brasília (UnB). *E-mail*: mclmdr@unb.br.

3. Mestranda em sociologia pela UnB. *E-mail*: julianadecastrogalvao@gmail.com.

4. Mestranda em desenvolvimento e cooperação internacional pela UnB. *E-mail*: luisa.nazareno@gmail.com.

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão
Ministro Nelson Barbosa

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

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

Presidente

Jessé José Freire de Souza

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Alexandre dos Santos Cunha

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Roberto Dutra Torres Junior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Marco Aurélio Costa

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

André Bojikian Calixtre

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Brand Arenari

Chefe de Gabinete

José Eduardo Elias Romão

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

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

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2015

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

ISSN 1415-4765

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

CDD 330.908

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

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

JEL: D31.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 METODOLOGIA.....	9
3 RESULTADOS.....	20
4 CONCLUSÃO	29
REFERÊNCIAS	32

SINOPSE

Propõe-se uma metodologia para conciliar as distribuições de rendimentos de todas as fontes dos indivíduos adultos do Censo 2010 e da Declaração do Imposto sobre a Renda da Pessoa Física (DIRPF) 2010. Aplica-se a metodologia e decompõe-se a desigualdade entre classes, entre regiões e entre grupos formados por atributos das pessoas. Usam-se rendimentos anualizados e informação educacional detalhada por área de formação no curso superior. Os resultados sugerem que a subestimação da renda nas pesquisas domiciliares leva à subestimação do papel das elites na desigualdade brasileira. Essas elites contribuem desproporcionalmente para a desigualdade, e as correções resultantes da conciliação aumentam ainda mais essa contribuição.

Palavras-chave: desigualdade de renda; estratificação social; desigualdade regional; impostos de renda.

ABSTRACT

We propose a methodology to conciliate the distributions of incomes of Census 2010 and of DIRPF 2010 (personal income tax reports). Applying this methodology, we decompose inequality by classes, regions and sex, race and age groups. We use annualized incomes and detailed educational information about university degrees obtained. Our results suggest that the underestimation of incomes in household surveys lead to an underestimation of the role of elites in Brazilian inequality. These elites contribute disproportionately to inequality and the correction resulting from conciliation increase even more this contribution.

Keywords: income inequality; social stratification; regional inequality; income tax.

1 INTRODUÇÃO

Estudos baseados em informações tributárias indicam que, em todo o mundo, a renda no topo da distribuição tende a ser subestimada por pesquisas domiciliares amostrais de propósitos gerais. Isso ocorre também com os principais levantamentos brasileiros sobre a distribuição da renda entre pessoas – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) e Questionário da Amostra do Censo Demográfico (Censo) –, conforme mostram estudos recentes (Medeiros, Souza e Castro, 2015b; Souza, 2013). Na verdade, esse é um problema conhecido e já havia sido apontado por estudos anteriores, baseados em dados das Contas Nacionais (Hoffmann, 1988; Lluch, 1982).

Todavia, informações tributárias geralmente permitem avaliar apenas parte da distribuição de renda, limitada aos indivíduos com rendimentos mais altos. Além disso, salvo quando há acesso amplo a microdados, os dados tributários oferecem relativamente pouca informação sobre as características desses indivíduos, e essa informação nem sempre é plenamente comparável à existente nas pesquisas amostrais sobre o restante da população. Portanto, embora o esforço para conciliar dados de pesquisas amostrais e registros tributários não seja trivial, ele é plenamente justificável: talvez esta seja uma das melhores maneiras de se obter um quadro mais completo da desigualdade, com informações que só existem em pesquisas amostrais.

O objetivo deste estudo é lidar com o que pode ser denominado “problema da conciliação”, ou seja, combinar informações de fontes diferentes, cujo desenho não previa essa combinação, nem seguia diretrizes gerais que a facilitassem. Mais especificamente, é desenvolver um método de correção do topo da distribuição dos rendimentos no Censo 2010, aplicá-lo, analisar a composição dessa distribuição corrigida e comparar os resultados aos obtidos sem a correção. Em função disso, o conteúdo do estudo pode ser resumido em seis características principais e algumas das conclusões gerais antecipadas.

Primeiro, propõe-se uma metodologia para aproximar a distribuição dos rendimentos de todas as fontes dos indivíduos adultos obtida a partir dos dados do Censo 2010 àquela obtida nos dados da Declaração Anual de Ajuste do Imposto de Renda da Pessoa Física (DIRPF) 2010. Com isso, busca-se contornar parte do problema da subestimação das rendas no topo da distribuição e, conseqüentemente, da subestimação dos níveis de desigualdade de renda no Brasil.

Segundo, a partir das distribuições corrigidas, analisa-se a desigualdade, utilizando-se uma decomposição do coeficiente de Gini em fatores componentes (Rao, 1969). Assim evitam-se interpretações a partir de métodos de simulações contrafactuais e algumas das limitações dessa metodologia, em particular as que dizem respeito ao cálculo dos efeitos progressivos ou regressivos dos componentes dos rendimentos (Hoffmann, 2013).

Terceiro, nas decomposições, além de parâmetros como coeficientes de concentração e parcelas da renda total, foram introduzidos os tamanhos de população na análise ao se calcular um índice de contribuição proporcional dos indivíduos em cada grupo para a desigualdade total. O índice criado é uma transformação simples da medida de contribuição para a desigualdade de Rao (1969). Ao medir o quanto cada indivíduo de um grupo contribui para a desigualdade, esse índice dá uma noção da desproporcionalidade entre os pesos sobre a desigualdade de pessoas com certas características, noção que pode ser útil para o desenho de medidas de redistribuição progressiva.

Quarto, analisam-se distribuições de rendimentos anualizados com o fim de tratar, mais corretamente, as diferenças entre empregadores, aposentados, trabalhadores por conta própria e empregados nos setores formal e informal decorrentes do recebimento de bônus anual (13º salário) e bônus adicional de férias. Análises baseadas em rendimentos mensais tendem a negligenciar essas diferenças, que são pequenas, mas não desprezíveis quando se analisa a composição dos rendimentos. Essas diferenças de conteúdo são uma das razões pelas quais a concentração da renda na DIRPF é diferente da medida no censo.

Quinto, para lidar com o papel que a segmentação dos mercados de trabalho e os diferenciais de propriedade podem ter sobre a desigualdade, subdividiu-se a população em classes sociais formadas pelo tipo de inserção ocupacional e nível educacional dos adultos. Esta é, certamente, uma forma incompleta de lidar com o assunto, mas garante uma primeira aproximação a partir dos dados corrigidos do Censo 2010.

Sexto, o tratamento da educação não se limita a anos de estudo concluídos com aprovação. Incluiu-se na análise a diferenciação dos cursos de nível superior, de modo a tratar das potenciais implicações que a heterogeneidade na formação pode ter sobre os rendimentos. Por outro lado, adotou-se uma classificação educacional simplificada, distinguindo-se apenas três categorias: educação superior em cursos de elite, educação superior em cursos gerais e todos os demais níveis educacionais abaixo de superior.

Isto porque em 2010 uma parte expressiva da desigualdade de renda está associada a ter ou não educação superior e à área de diplomação.

As conclusões gerais são de que a metodologia proposta aproxima de forma razoável, porém incompleta, as distribuições de rendimento do Censo 2010 e da DIRPF 2010 e é robusta a algumas variações. As correções de subestimação elevam o nível total da desigualdade e modificam a composição dos rendimentos: aumentam a contribuição das elites educacionais e ocupacionais das pessoas mais velhas, dos brancos e dos homens para a desigualdade. O peso das grandes regiões geográficas é pouco afetado por essas correções. O conjunto dos resultados sugere que há algo na distinção entre elite e massa que responde desproporcionalmente pela desigualdade brasileira e que não vinha sendo tratado adequadamente pelos estudos baseados em pesquisas amostrais. Como essas correções são incompletas, mesmo depois de sua realização, os resultados possivelmente ainda estão subestimando o nível real da desigualdade de renda brasileira, mas não é possível avaliar exatamente o quanto.

Cabe, porém, fazer um alerta. A metodologia proposta possui limitações e, portanto, todas as conclusões obtidas devem ser vistas com cautela. Em particular, não existe comparabilidade plena entre as definições de renda total no Censo 2010 e na DIRPF 2010, o que potencialmente afeta tanto os rendimentos totais dos estratos quanto o ordenamento dos indivíduos entre estratos. Há riscos na combinação de distribuições que não são definidas de forma idêntica, e os resultados dependem da suposição de que essa combinação é plausível. Assim, o aviso feito em estudo anterior também se aplica ao uso do censo: “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, Souza e Castro, 2015a, p. 983).

2 METODOLOGIA

2.1 Dados

Construiu-se uma distribuição completa de renda para o ano de 2010 por meio de dados do Questionário da Amostra do Censo Demográfico 2010 (censo), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e dados da DIRPF de 2010, da Receita

Federal do Brasil, cujas tabulações são provenientes do estudo de Castro (2014), as quais foram produzidas depois de uma depuração de valores atípicos. Utilizaram-se interpolações de Pareto para se obter os valores intermediários nas tabulações, tal como o fizeram estudos anteriores (Feenberg e Poterba, 1993; Mortara, 1949a; 1949b; Piketty, 2001). Compararam-se interpolações realizadas com os dados de Castro (2014) com outras realizadas com novas tabulações da DIRPF, bem mais detalhadas no topo.¹ Encontraram-se diferenças cujo impacto na metodologia seria de menor importância.

No censo, foi considerada a renda bruta total dos adultos com 18 anos ou mais de idade e na DIRPF, trataram-se as declarações como indivíduos, sem a possibilidade de controlar por idade. Totais de população para a interpolação da DIRPF foram obtidos nas projeções da população residente com 18 anos ou mais, revisão de 2013, nas projeções oficiais do IBGE e no Censo, a população foi aquela obtida a partir dos microdados. Os detalhes da metodologia e as tabulações necessárias para replicar as interpolações encontram-se em Medeiros, Souza e Castro (2015b).

Renda bruta, no censo, refere-se ao conjunto de rendimentos de todas as fontes. Ao menos em teoria, essa renda é anterior à tributação direta, inclui todos os rendimentos de propriedade e aplicações financeiras e exclui despesas de capital dos trabalhadores por conta própria. Na prática, porém, é possível que, nas entrevistas, algumas pessoas declarem rendimentos líquidos, não declarem adequadamente rendimentos de capital e incluam as despesas de capital em suas rendas totais. Isso provavelmente ocorre, mas não se sabe a magnitude dessa ocorrência. Problemas desse tipo certamente afetam a distribuição da renda. No entanto, nenhuma técnica foi aplicada para corrigi-los.

É importante notar que, na prática, as rendas medidas pelo censo e pela DIRPF não são as mesmas. Existe, portanto, um componente da diferença nas distribuições devido aos instrumentos de coleta. Uma das consequências disso é que até mesmo o ordenamento dos indivíduos pode ser afetado pelos distintos conceitos de renda. Se a parte da diferença devida a esse componente for muito elevada, o procedimento de calibragem pode ser comprometido. Não há, no entanto, como avaliar isso, pois no momento encontram-se disponíveis apenas tabulações simples de rendimentos segundo

1. *Grandes números IRPF, anos-calendário 2007 a 2013*. Tabelas. Brasília: Receita Federal do Brasil. Disponível em: <<http://goo.gl/G66u8b>>.

estratos de renda total. Não parece haver alternativa que suponha que a diferença nos conceitos de renda não é suficiente para promover uma grande reordenação de indivíduos no topo, ao ponto de inutilizar os procedimentos de calibragem.

2.2 Procedimentos de calibragem

Pesquisas domiciliares tendem a subestimar o total de rendimentos da população. A correção dessa subestimação é feita a partir de alguma informação adicional que se considere de melhor qualidade. O Sistema de Contas Nacionais brasileiro, por exemplo, usa, entre outras, informações da DIRPF para suplementar deficiências da PNAD. Neste estudo, seguiu-se um raciocínio análogo e supôs-se que, mesmo sendo imperfeita, a DIRPF reflete melhor o topo da distribuição da renda no país que as pesquisas domiciliares, inclusive o censo. A questão que se passa a examinar é como fazer ajustes no censo de modo a aproximar sua distribuição daquela que se observa na DIRPF.

A diferença entre o topo das distribuições de renda no censo e na DIRPF pode ter origem em vários fatores, dois sendo destacados: conteúdo e cobertura. As diferenças de conteúdo dizem respeito às informações que cada fonte de dados é capaz de captar, seja em decorrência da própria definição do que é rendimento, seja do instrumento de coleta, seja do período de referência. As de cobertura são, basicamente, de insuficiência na amostragem e no acesso às unidades amostradas.

Para lidar com as diferenças de conteúdo, adotaram-se alguns procedimentos que visam harmonizar os dados coletados no censo com aqueles coletados na DIRPF no que diz respeito à distinção nos períodos de referência, mas não foi feito qualquer tipo de imputação para reduzir eventuais diferenças decorrentes de definições ou instrumentos de coleta. É razoável crer que há, sim, uma diferença decorrente destes fatores que não é desprezível. Porém, como não é possível identificá-la com maior segurança, optou-se por não fazer nenhum tipo de mudança que visasse a sua redução.

Para harmonizar períodos de referência, os dados do censo foram anualizados, multiplicando-se por doze todos os rendimentos mensais e acrescentando-se o equivalente ao 13º salário para trabalhadores formais e aposentados, além de um terço de salário como bônus de férias aos trabalhadores formais. O censo agrega todos os rendimentos que não provêm do trabalho (“outros rendimentos”) em uma única variável. Em outras variáveis, identifica-se se as pessoas recebem aposentadorias e pensões, mas não seu valor. Isso limita o cômputo das rendas previdenciárias. O cálculo não pode ser feito diretamente quando uma pessoa recebe “outros rendimentos” de mais de uma

fonte. Para contornar o obstáculo, seguiu-se o procedimento de Medeiros, Souza e Castro (2015b) e supôs-se que aposentadorias representavam 80% do total de outros rendimentos para pessoas cuja renda de outros rendimentos era menor ou igual a R\$ 10 mil e 50% caso a renda de outros rendimentos fosse superior a esse valor. Ou seja, os “outros rendimentos” foram multiplicados por 12,8 e 12,5 respectivamente, inclusive os rendimentos que foram obtidos por imputação do IBGE. A anualização de todos os rendimentos não tem grandes impactos sobre os níveis gerais de desigualdade, com diferenças em torno de 1% nos coeficientes de Gini, mas pode ter em sua composição, especialmente no que se refere às contribuições para a desigualdade de empregadores, trabalhadores por conta própria e empregados formais e aposentados.

Os valores de rendimento do censo referem-se ao mês de julho de 2010. Já a DIRPF registra valores acumulados ao longo de um ano, mas não é possível identificar o mês exato de seu recebimento. Supôs-se, para efeitos práticos, que a DIRPF, por estar centrada no mês de julho, pode prescindir de deflacionamento. Sob inflação baixa, este não parece ser um problema de maior importância. Não foi realizada qualquer outra modificação de conteúdo nos rendimentos.

As diferenças de cobertura foram abordadas como um problema de não resposta. Há dois tipos básicos de não resposta: a não resposta de itens de questionário e a de unidades (domicílios ou indivíduos). Realizados os levantamentos, a não resposta de itens frequentemente é tratada por algum tipo de imputação, ao passo que a não resposta de unidades é, quase que invariavelmente, tratada por reponderação (Atkinson e Micklewright, 1983; Lundström e Särndal, 2001). Para realizar a reponderação, calibraram-se os pesos amostrais do censo de modo a aproximar o extremo superior de sua distribuição de renda do observado na DIRPF. Em outras palavras, supôs-se que, caso a amostragem do censo fosse ainda melhor, ela seria capaz de aproximá-lo da DIRPF.

Há algum fundamento para essa suposição. O estudo de Souza (2013) indica que, embora a POF tenha questionários muito mais detalhados que a PNAD ou o censo, é a cobertura, e não as definições ou o instrumento de coleta, o que causa a maior diferença nas distribuições de renda obtidas a partir dessas pesquisas. É plausível imaginar que isso também seria verdade em uma comparação com a DIRPF. Além disso, há evidências de correlação positiva entre renda e não resposta nos Estados Unidos, Alemanha, Inglaterra e Austrália e de que a não resposta tende a ser um importante fator na subestimação do nível da desigualdade da renda nesses e em vários outros países (Eckerstorfer *et al.*, 2015; Frick e Grabka, 2005; Korinek, Mistiaen e Ravallion, 2006; 2007). Não há razão para crer que no Brasil isso seria diferente.

Existem vários métodos de calibragem pós-amstral desenhados para cuidar da não resposta (Lundström e Särndal, 2001). A literatura sobre o assunto indica que não é possível determinar, *a priori*, qual o método mais adequado a cada caso, pois essa adequação depende de uma série de fatores. De todo modo, há evidências de que os indicadores de desigualdade, em particular o coeficiente de Gini, são sensíveis à correção ou não dos diferentes tipos de não resposta, mas robustos a variações na especificação de modelo de correção. Ou seja, a correção faz diferença para a análise da desigualdade, mas o método de correção, sendo razoável, não é tão relevante (Ardington *et al.*, 2006; Korinek, Mistiaen e Ravallion, 2006; 2007).

A calibragem de pesos é o procedimento utilizado pelo IBGE para algumas de suas estimativas, como o tratamento de domicílios fechados no censo, ou a estimativa de rendimentos equivalentes ao aluguel de imóvel próprio no Sistema de Contas Nacionais (IBGE, 2013). Existem vários métodos de calibração pós-amstral (Deville e Särndal, 1992), e sua aplicação a dados de renda da PNAD levam a resultados bastante similares, com diferenças nas médias no rendimento de todas as fontes, variando em não muito mais que 1%, conforme o método utilizado (Ruiz e Silva, 2014). Assim como no caso da imputação, a reponderação para corrigir a não resposta parece ser importante, mas o método utilizado não é tão relevante.

De modo a definir a metodologia de reponderação pós-amstral, estabeleceram-se inicialmente dois princípios: *i*) minimizar a população calibrada para, com isso, manter maior fidedignidade possível à população original; e *ii*) evitar replicação excessiva, e assim reduzir o viés de reponderação.

Para combinar os dados do censo aos da DIRPF, é preciso selecionar pontos de encaixe. Foram determinados dois pontos, um principal, mais alto, e um secundário, para efeito de comparação. O primeiro encaixe foi feito no 97,5 percentil da distribuição dos rendimentos individuais dos adultos do Censo 2010. Abaixo desse ponto, a distribuição tem origem nos dados do Censo 2010. Neste ponto, se alteraria o mínimo possível a distribuição original do censo, mas, ainda assim, ela seria aproximada da distribuição dos dados do imposto de renda. Acima desse ponto, os dados provêm das interpolações da DIRPF. No segundo caso, com o objetivo de testar os efeitos de modificação nos pontos de encaixe, alterou-se ainda mais a distribuição original do censo, fixando o ponto de encaixe no quantil 95,0.

Há um risco implícito na decisão de minimizar a população calibrada. Existe a possibilidade de haver uma subestimação geral da renda no Censo 2010. Não se sabe, porém, qual seria essa subestimação nos diferentes pontos da distribuição e, portanto, qual seu efeito sobre a desigualdade. Se ela for maior em pontos mais altos, porém não corrigidos, da distribuição, a decisão minimalista leva a subestimar a desigualdade. Se ela for maior em pontos mais baixos, o risco é que o procedimento leve à superestimação. Temos evidência empírica de que a subestimação existe no topo e cresce à medida que a renda aumenta (Hoffmann, 1988; Medeiros, Souza e Castro, 2015a). Se esse padrão se repetir ao longo de toda a distribuição, o mais provável é que a desigualdade ainda esteja sendo subestimada. Porém, não se sabe ao certo o que ocorre na base da distribuição e não há parâmetros para se efetuarem correções desse tipo.

O critério para determinar os pontos de encaixe foi a razão entre os valores absolutos de cada quantil na DIRPF e no censo. Abaixo de 90%, o censo apresenta valores levemente superiores à DIRPF; em torno de 95%, os valores são próximos; e de 95,0% em diante, a DIRPF já passa a apresentar uma distribuição mais concentrada. Acima do 97,5%, a renda na DIRPF já é mais de 25% superior à do censo, conforme indica a tabela 1. Consequentemente, se a DIRPF representasse melhor o topo da distribuição, não haveria vantagem clara em estabelecer o ponto de encaixe abaixo de 95,0%, e certamente seria importante fazer o encaixe acima de 97,5%.

TABELA 1
Valor inferior do quantil dos rendimentos de todas as fontes anualizados, população 18 anos e mais – Brasil (2010)

P População 18+	DIRPF 2010	Censo 2010	DIRPF/censo (%)
0,8750	20.070	23.994	84
0,9000	23.802	26.660	89
0,9500	46.697	45.830	102
0,9600	62.102	53.320	116
0,9700	75.350	63.984	118
0,9750	85.174	70.550	121
0,9800	104.931	79.980	131
0,9850	130.335	96.000	136
0,9900	168.728	120.000	141
0,9950	267.317	165.960	161

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

Obs.: A coluna *P População 18+* indica o limite inferior da parcela (milésimo) da população de todos os adultos com 18 anos ou mais de idade, variando de zero a um. As colunas *DIRPF 2010* e *Censo 2010* apresentam o valor em R\$ correntes, da renda mínima do quantil. *DIRPF/censo* é a razão entre as rendas medianas nas duas colunas adjacentes.

Em seguida, determinou-se o tamanho do bloco de calibragem dos pesos amostrais como sendo equivalente a 0,5% da população ordenada na distribuição de renda. Ou seja, para aproximar o censo da DIRPF, foram reponderados cinco (ou dez) blocos de 0,5% da população, mantendo, inclusive, o perfil da distribuição de renda dentro de cada bloco, variando apenas a distribuição entre blocos.

Esse parece ser um bom tamanho para o bloco de calibragem, pois é suficientemente grande para evitar viés decorrente da replicação excessiva e satisfazer a regra de Brito e Xavier (2006) de não replicar o mesmo indivíduo mais que cinco vezes. Deve-se notar que esse tamanho de bloco tende a subestimar a desigualdade, se comparado a blocos ainda menores.

Posteriormente, estabeleceram-se os parâmetros de calibragem em dois passos. No primeiro, determinando os valores pelos quais os pesos amostrais de cada um dos cinco (dez) blocos do censo seriam multiplicados e no segundo, o valor pelo qual todos os pesos do censo seriam multiplicados de modo a retornar ao total original de população. Para estabelecer esses parâmetros, calcularam-se os limites inferior e superior de renda de cada estrato ou bloco de 0,5% da distribuição da DIRPF a partir do quantil 97,5% (95,0%), a fração da população da DIRPF em cada estrato (que é 0,5% do total) e a fração de população do censo dentro de cada um dos estratos definidos na DIRPF. A razão entre as frações de população da DIRPF e do censo no estrato fornece o multiplicador que é o parâmetro de reponderação do censo.

TABELA 2

Multiplicadores para calibragem da população adulta, segundo classe de renda e ocorrência de imputação de dados faltantes – Brasil (2010)

Classe de renda (quantil inferior)	Limite inferior DIRPF (R\$ 2010)	Registros sem imputação ou ignorados	Registros com imputação ou ignorados	Registros totais	Multiplicador com imputados ou ignorados	Multiplicador sem imputados ou ignorados
0,0000	1	114.226.831	13.638.446	127.865.277	n.a.	n.a.
0,9500	46.697.44	501.403	107.281	608.684	1,105	1,341
0,9550	50.358.20	1.436.941	277.572	1.714.513	0,392	0,468
0,9600	62.101.51	576.349	101.064	677.413	0,992	1,166
0,9650	67.933.31	372.540	74.758	447.298	1,503	1,805
0,9700	75.349.89	468.601	85.465	554.066	1,213	1,435
0,9750	85.173.82	534.744	98.496	633.240	1,062	1,257
0,9800	104.930.52	554.339	104.128	658.467	1,021	1,213
0,9850	130.334.55	435.055	82.973	518.028	1,298	1,545
0,9900	168.728.24	428.156	85.058	513.214	1,310	1,570
0,9950	267.316.57	224.674	44.247	268.921	2,500	2,992
Total	n.a.	119.759.633	14.699.488	134.459.121	n.a.	n.a.

Fonte: Limites inferiores de renda usados nos cálculos, DIRPF 2010, dados de Castro (2014); Registros com e sem imputação de dados faltantes, Censo 2010, microdados da amostra. Obs.: Limites inferiores da DIRPF segundo a renda bruta, valores acumulados ao longo de 2010. *Classe de renda* refere-se à parcela de população (milésimo) da população de todos os adultos com 18 anos ou mais de idade, ordenada por renda individual bruta dentro do milésimo iniciado no quantil inferior indicado na linha e terminado no quantil da linha seguinte. *Limite inferior DIRPF* é a renda mínima da classe em R\$ 2010. *Registros sem, com imputação e totais* indicam a população estimada (isto é, ponderada) a partir de registros que continham ou não alguma imputação de valores e a população total. *Multiplicador com e sem imputados ou ignorados* são os multiplicadores de correção dos pesos amostrais caso o registro com imputados ou ignorados seja ou não reponderado no processo de calibragem. *n.a.* = não se aplica.

A população calibrada é não mais que 1,5% maior que a população original, seja qual for o ponto de encaixe. Após as reponderações do topo da distribuição, todos os pesos amostrais, calibrados ou não, foram multiplicados pela razão entre a população original e a população obtida após a calibragem, para assim retornar o total de população a seu valor original do censo. Os valores exatos para o reajuste de população são apresentados na tabela 3.

O IBGE imputa rendas por *hotdeck* de modo a tratar de não resposta de itens nas entrevistas. Isso inclui imputação de fontes de rendimento e, também, de outras informações, como sexo, raça, educação e posição na ocupação. A imputação em variáveis como sexo e raça é raríssima, mas os níveis de imputação em variáveis de renda e ocupação ultrapassam, respectivamente, 2% e 3% dos registros. Além disso, para uma série de variáveis de interesse nas análises de distribuição, há registros de valores ignorados. Calcularam-se os parâmetros de calibragem de modo a reponderar apenas informações de interesse efetivamente declaradas, não replicando respostas imputadas ou valores ignorados. Na terminologia de imputação do IBGE, os “registros doadores” foram selecionados entre os “registros sem erros”. Para fazer isso, dividiu-se a população de cada estrato (bloco) em observada e imputada ou ignorada antes de se calcularem os multiplicadores de calibragem. Em outras palavras, se um indivíduo possuía alguma variável com valor imputado ou ignorado, esse indivíduo foi mantido na base de dados, mas não foi replicado na calibragem. O número de indivíduos nessa condição ultrapassa 10% em vários estratos de renda, sendo maior no topo da distribuição.

TABELA 3

Parâmetros de ajuste da população adulta total pós-calibragem segundo tipo de calibragem – Brasil (2010)

Tipo de calibragem	População 18+	Razão (%)
Pesos originais	134.459.121	100,0
97,5% a 100% sem imputados ou ignorados	135.731.473	100,9
95,0% a 100% sem imputados ou ignorados	136.180.535	101,3
97,5% a 100% com imputados ou ignorados	135.229.064	100,6
95,0% a 100% com imputados ou ignorados	135.111.657	100,5

Fonte: Imputação da distribuição na DIRPF 2010, com dados de Castro (2014); população calibrada a partir do Censo 2010, microdados da amostra.

Obs.: *Tipo de calibragem* indica a parcela da população de todos os adultos com 18 anos ou mais de idade cujos pesos foram alterados pela calibragem; exclui ou não registros com dados imputados ou ignorados, a depender do caso. *Razão* indica a razão entre a população adulta calculada após a calibragem e a população original do Censo 2010, cuja ponderação usa os pesos originais.

Os multiplicadores para a calibragem dos pesos amostrais variam conforme o estrato de renda. Na prática, na maior parte das vezes, o peso amostral de um registro não chegou a ser efetivamente duplicado ou reduzido à metade, embora, no topo extremo da distribuição de renda, cada peso tenha sido triplicado. Com isso, a regra de Brito e Xavier (2006) para evitar viés decorrente da replicação excessiva foi satisfeita. Para testar os efeitos da restrição da reponderação apenas dos registros em que os valores de todas as variáveis de interesse para o estudo fossem observáveis e válidos, computaram-se também pesos de calibragem sem essa restrição. Os pesos com a restrição mostraram-se cerca de 19% superiores aos pesos sem restrição em todos os estratos de renda do topo da distribuição.

2.3 Decomposição da desigualdade

A desigualdade foi medida pelo coeficiente de Gini do rendimento anualizado de todas as fontes dos indivíduos adultos, inclusive aqueles cujo rendimento é zero. O coeficiente de Gini é aditivamente decomponível por tipos de rendimento (Rao, 1969). Além de ser a medida mais comumente utilizada de desigualdade, a decomposição do coeficiente de Gini tem uma propriedade importante, é capaz de computar rendas zero. Os tipos de rendimento foram classificados em várias categorias. Por exemplo, foram separados os rendimentos entre rendimentos recebidos por homens e mulheres, por negros e brancos, por classes sociais e em grandes regiões geográficas.

Note-se que se analisa a distribuição de todos os rendimentos dos indivíduos em cada categoria. Isso é bastante óbvio em casos como a distinção por sexo, cor ou região, mas não tão claro quando as classes são formadas por critérios de inserção ocupacional. Por exemplo, ao analisarem-se os rendimentos dos indivíduos que são empregadores, analisam-se todos os rendimentos desse indivíduo, inclusive, por exemplo, eventuais rendimentos de aplicações financeiras que esses indivíduos receberam. O mesmo se aplica aos rendimentos de aposentados, os quais podem incluir aluguéis recebidos por aposentados, e não somente suas aposentadorias. Neste sentido, a decomposição difere de outras decomposições semelhantes na medida em que não é analisada, por exemplo, a contribuição das aposentadorias para a desigualdade total, mas a contribuição de todas as rendas de pessoas classificadas como aposentadas para a desigualdade.

A categorização principal divide a população em classes sociais compostas pelo tipo de inserção ocupacional (posição na ocupação e categoria do emprego no trabalho principal) e nível educacional. Subdividiram-se as categorias de inserção ocupacional em seis. Quatro delas referem-se a trabalhadores remunerados (empregadores, empregados no setor privado, empregados no setor público e trabalhadores por conta própria) e duas, a não trabalhadores (aposentados e pensionistas, outros – não remunerados etc.). Cada categoria de trabalhador remunerado foi subdividida em três categorias de qualificação para o trabalho, em função de sua escolaridade (ensino superior em curso de elite, ensino superior em curso geral e sem ensino superior). Os aposentados e os pensionistas foram subdivididos em duas categorias, aqueles cuja fonte exclusiva de renda era a previdência e aqueles com outras fontes de rendimentos. O grupo dos “outros” é formado por exclusão e agrega desempregados, trabalhadores sem remuneração e pessoas que não participam do mercado de trabalho.

A definição de ensino superior em curso de elite obedece aos seguintes passos. Em uma primeira etapa, seguindo Medeiros e Galvão (2014), partiu-se das classificações do Censo 2010 para áreas de treinamento no nível superior e agruparam-se os diplomas universitários em onze categorias a partir de dois critérios de agregação: *i*) caso elas pertencessem a categorias vizinhas na Classificação Internacional Normalizada da Educação (International Standard Classification of Education – ISCED-97); e *ii*) caso as pessoas nas categorias possuísem razões de chances de pertencer ao 1% mais rico da distribuição de rendimentos de todos os trabalhos que fossem similares, mesmo quando controlando por características pessoais, por meio de regressões logísticas em testes prévios. Criaram-se ainda duas categorias, uma que agregou todos os mestrados e outra que agregou todos os doutorados, independente da área de conclusão da pós-graduação. Essas categorias são (códigos ISCED-97/censo em parênteses): *i*) formação de professores e ciências da educação (140-46); *ii*) humanidades, psicologia, ciências sociais, serviço social e artes (210-15, 220-26, 310-313, 761-762); *iii*) administração, negócios e economia (314, 340-47); *iv*) jornalismo e informação (321-22); *v*) direito (380); *vi*) matemática, física, estatística e ciências da vida (420-22, 440-43, 461-62); *vii*) engenharia, ciência da computação, ciências da produção, construção e arquitetura (481-83, 520-25, 581-82); *viii*) agricultura, veterinária, alimentos, extração e mineração (540-44, 620-24, 641); *ix*) saúde – exclui medicina (720, 723-27); *x*) medicina (721); e *xi*) serviços pessoais, transporte, proteção ambiental e defesa (810-15, 840, 850-53, 860-63).

Em uma segunda etapa, definiram-se como categorias de cursos de elite aquelas cujas chances de os indivíduos pertencerem ao 1% mais rico da população fossem mais de cinquenta vezes superiores às dos indivíduos sem instrução. Com isso, as formações acima foram reagregadas em duas categorias, a primeira sendo ensino superior em curso de elite, formada pelos cursos de medicina, direito, engenharia, ciência da computação, ciências da produção, construção e arquitetura, mestrado completo e doutorado completo em quaisquer áreas, e a segunda sendo ensino superior em curso geral, formada por todos os demais cursos de nível superior. A essas duas adiciona-se uma terceira categoria, sem ensino superior, formada por todos os indivíduos que não obtiveram um diploma de conclusão de curso superior. Foram excluídos das decomposições adultos cuja informação sobre educação era ignorada ou que tinham outras fontes de rendimento além do trabalho, mas era ignorado se esses rendimentos consistiam de aposentadorias e pensões. As informações sobre cursos referem-se ao último diploma obtido. É, portanto, possível que algumas pessoas com dois diplomas tenham sido classificadas incorretamente na categoria ensino superior em curso geral, mas é pouco provável que esse seja um problema recorrente.

Deve-se notar que a definição de grupos a partir de uma variável fortemente correlacionada à variável de medida de desigualdade tende a revelar desigualdades amplas entre categorias. Em outras palavras, é de se esperar que uma elite que possui chances muito maiores de pertencer ao topo da distribuição que as de outros grupos seja bastante diferente desses grupos. Isto, no entanto, não traz prejuízo para a medição das contribuições para a desigualdade dessa elite.

Na decomposição do coeficiente de Gini, a desigualdade total resulta da soma dos produtos entre o coeficiente de concentração e a parcela da renda referente a esse fator na renda total (Rao, 1969). Em outras palavras, a contribuição G_k de cada tipo de rendimento para a desigualdade total decorre do grau de concentração desse rendimento C_k e de seu peso na renda total φ_k , em (1). A desigualdade total G é dada pela soma das contribuições G_k .

$$G_k = C_k \cdot \varphi_k \quad (1)$$

$$J_k = \frac{C_k \cdot \varphi_k}{G \cdot \eta_k} \quad (2)$$

A decomposição do coeficiente de Gini calcula a contribuição dos rendimentos de cada categoria para a desigualdade total. Essa contribuição é expressa como uma proporção da desigualdade total. Construiu-se uma medida ajustada para refletir a falta de proporcionalidade na contribuição para a desigualdade dos indivíduos de cada categoria, um indicador da contribuição proporcional média de cada indivíduo da categoria para a desigualdade total. Essa medida J_k é calculada como a razão entre a contribuição da categoria para o coeficiente de Gini, expressa em porcentagem, e a fração da população da classe na população total, η_k , em (2).

3 RESULTADOS

3.1 Nível geral de desigualdade

Como é de se esperar, os procedimentos de calibragem dos pesos amostrais elevam os níveis de desigualdade do Censo 2010. O coeficiente de Gini dos rendimentos de todas as fontes anualizados dos adultos de 18 anos ou mais de idade no Censo 2010, usando-se os pesos originais, é de 0,66375. A depender do ponto de encaixe utilizado e da reponderação ou não de registros ignorados ou imputados, a desigualdade após a calibragem é entre 6% e 8% maior que isso, como mostra a tabela 4. A primeira coluna da tabela indica o coeficiente de Gini da distribuição calculado com cada tipo de peso e a segunda, a razão entre esse coeficiente e a medida feita usando-se os pesos originais.

TABELA 4
Coeficientes de Gini do rendimento de todas as fontes anualizado segundo tipo de calibragem – Brasil (2010)

Tipo de calibragem	Gini	Razão (%)
Pesos originais	0,66375	100
97,5% a 100% sem imputados ou ignorados	0,71627	108
95,0% a 100% sem imputados ou ignorados	0,71617	108
97,5% a 100% com imputados ou ignorados	0,70394	106
95,0% a 100% com imputados ou ignorados	0,70389	106

Fonte: limites inferiores de renda usados nos cálculos, DIRPF 2010, dados de Castro (2014); população calibrada a partir do Censo 2010, microdados da amostra.

Obs.: Foram eliminados os registros com informação ignorada de educação e aposentadoria. *Tipo de calibragem* indica a parcela da população de todos os adultos com 18 anos ou mais de idade cujos pesos foram alterados pela calibragem; exclui ou não registros com dados imputados ou ignorados em outras variáveis que não as de educação ou aposentadoria, a depender do caso. *Razão* indica a razão entre o coeficiente de Gini calculado após a calibragem e o coeficiente de Gini da distribuição original do Censo 2010, cuja ponderação usa os pesos originais.

A modificação do ponto de encaixe da DIRPF no censo não resulta em alterações relevantes no nível de desigualdade. O encaixe no quantil 95,0%, sem calibrar os pesos dos registros de indivíduos que continham algum valor imputado ou ignorado, resulta em um coeficiente de Gini de 0,71617, equivalente a 108% da desigualdade original. O encaixe no quantil 97,5%, também sem calibrar registros imputados ou ignorados, produz um coeficiente praticamente igual, 0,71627, diferenciável apenas na quarta casa decimal. É a calibragem de indivíduos cujos registros contêm alguma informação imputada ou ignorada que produz as maiores diferenças. Replicar indivíduos imputados e ignorados faz com que a desigualdade passe a 106% da medida original, mas isso é menos que o aumento verificado quando apenas indivíduos com dados efetivamente observados são calibrados, 108%.

Resultados semelhantes foram obtidos com outras medidas de desigualdade e distribuições de rendimentos positivos apenas (não são apresentados nas tabelas): a mudança no ponto de encaixe não tem maiores consequências, e a calibragem de indivíduos com registros ignorados ou imputados produz níveis levemente inferiores de desigualdade se comparada à alternativa que calibra apenas os pesos amostrais dos indivíduos com informações efetivamente observadas. Para a distribuição dos rendimentos anualizados de todas as fontes, o encaixe resulta em aumentos nos índices de Mehran e de Piesch que vão de 3% a 11% dos índices originais. Além disso, a calibragem, seja qual for o método ou a medida, resulta em mais variação na desigualdade na distribuição dos rendimentos totais do que nas distribuições de rendimentos do trabalho principal, trabalho secundário ou outros rendimentos, consideradas separadamente. Por fim, a anualização dos rendimentos produz níveis totais de desigualdade similares aos dos rendimentos mensais, com diferenças em torno de 1% nos coeficientes de Gini.

Se a mudança do ponto de encaixe não afeta claramente os níveis totais de desigualdade e a modificação dos pesos originais nos estratos abaixo dos 0,5% mais ricos não é tão grande, é pouco provável que a escolha do ponto exato tenha alguma influência importante na composição da desigualdade. Parece recomendável, portanto, adotar uma estratégia minimalista e calibrar apenas os pesos dos 2,5% mais ricos no Censo 2010 para assim aproximá-lo da distribuição da DIRPF 2010. Por outro lado, como não parece razoável replicar resultados que foram obtidos por imputação, é recomendável calibrar apenas os pesos dos indivíduos com informações efetivamente observadas entre esses 2,5% mais ricos.

3.2 Componentes da desigualdade

3.2.1 Classes sociais

As tabelas 5 e 6 apresentam a decomposição da desigualdade total, medida pelo coeficiente de Gini, segundo classes sociais cuja divisão baseia-se na forma de inserção ocupacional e no tipo de educação dos indivíduos. A tabela 6 é continuação da tabela 5 e apresenta a contribuição proporcional média dos indivíduos de cada classe. A medida é apresentada também na forma de um índice que tem como base a contribuição proporcional na categoria mais populosa, os empregados do setor privado sem curso superior (=1).

Não se deve confundir contribuição com regressividade. Caso exista alguma renda e a concentração no grupo seja minimamente positiva, a contribuição desse grupo para a desigualdade será positiva, por isso o cálculo da contribuição proporcional é importante. Em teoria, grupos grandes e pouco concentradores, como o dos empregados, podem contribuir mais que grupos pequenos, como o dos empregadores, devido ao grande volume de renda que recebem; o cálculo de contribuição proporcional dá uma ideia de quanto cada indivíduo no grupo contribui, em termos relativos, para a desigualdade.

A desigualdade decomposta é a de rendimentos de todas as fontes, e não apenas os rendimentos do trabalho; a população inclui aposentados, pensionistas e pessoas sem rendimentos. Contabilizar estas últimas na população tende a resultar em maiores níveis de desigualdade do que aqueles medidos, por exemplo, apenas na distribuição dos rendimentos dos trabalhadores com remuneração maior que zero. Nas tabelas, a inserção ocupacional refere-se à atividade no trabalho principal – por exemplo, empregadores que acumulam aposentadorias foram classificados como empregadores. Apenas aposentados e pensionistas que não trabalhavam foram classificados como tais. No tipo de educação, foram classificados como cursos de elite os cursos de medicina, direito, engenharia, ciência da computação, ciências da produção, construção e arquitetura, bem como os cursos de pós, mestrado completo e doutorado completo, em quaisquer áreas.

Alguns pontos merecem destaque. Primeiro, os rendimentos dos trabalhadores com nível superior contribuem com a maior parte da desigualdade de renda no

Brasil. Quando somadas, as contribuições dos trabalhadores com nível superior de elite equivalem a 25,5% da desigualdade total; as dos trabalhadores com nível superior geral equivalem a 23,4%; e as dos demais trabalhadores sem nível superior, a 39,2%. Em outras palavras, quase metade da desigualdade provém da contribuição do grupo com nível superior e mais de um quarto, do grupo com educação de elite.

Segundo, as elites educacionais e ocupacionais têm uma contribuição desproporcionalmente alta para a desigualdade. A renda dos empregadores com nível educacional superior em cursos de elite contribui 33,2 vezes mais para a desigualdade que a renda dos empregados do setor privado sem nível superior, a categoria mais populosa do mercado de trabalho. Embora em menor grau, a renda de todas as demais classes de trabalhadores com formação de elite também contribui de forma muito desproporcional para a desigualdade, sejam eles empregados do setor privado, sejam do setor público, sejam trabalhadores por conta própria. Em certa medida, este é um resultado esperado, afinal, as formações educacionais de elite são definidas como aquelas em que os indivíduos têm, em média, cinquenta vezes mais chances de pertencer ao 1% mais rico da população (sem correção pela DIRPF) que pessoas sem instrução. As contribuições proporcionais passam a ser bem menores quando se tratam de trabalhadores com educação de nível superior em cursos gerais. Há ainda desproporcionalidade, mas não tão grande quanto à observada na contribuição das elites.

Terceiro, a contribuição da renda dos empregadores para a desigualdade de renda total é muito alta quando o tamanho restrito de sua população é levado em conta. Embora somem não mais que 1,4% da população total, os empregadores contribuem para 12,7% de toda a desigualdade. Seus rendimentos respondem, comparativamente, por uma parcela da desigualdade tão grande quanto a dos empregados no setor público ou a dos aposentados e pensionistas, categorias que, em termos populacionais, são quase dez vezes maiores. Isso ocorre não só porque esse pequeno grupo detém uma fração razoavelmente grande de toda a renda – quase um décimo –, mas porque seus rendimentos são extremamente concentrados. Observa-se uma diferença notável: proporcionalmente, os rendimentos de cada empregador do setor privado sem educação de nível superior contribuem quase duas vezes mais para a desigualdade do que os de cada empregado do setor privado com nível superior geral.

TABELA 5
Contribuição dos rendimentos das classes para desigualdade total (Gini) – Brasil (2010)¹

Classe	Coefficiente de concentração	Fração do rendimento total	Contribuição (Gini)
Empregadores	0,954	0,096	0,092
<i>Superior, curso de elite</i>	0,981	0,025	0,025
<i>Superior, curso geral</i>	0,963	0,025	0,024
<i>Sem superior</i>	0,935	0,046	0,043
Empregados do setor privado	0,662	0,454	0,301
<i>Superior, curso de elite</i>	0,951	0,083	0,079
<i>Superior, curso geral</i>	0,869	0,094	0,082
<i>Sem superior</i>	0,505	0,276	0,140
Empregados do setor público	0,879	0,103	0,091
<i>Superior, curso de elite</i>	0,967	0,041	0,040
<i>Superior, curso geral</i>	0,884	0,036	0,032
<i>Sem superior</i>	0,735	0,027	0,020
Trabalhadores por conta própria	0,755	0,196	0,148
<i>Superior, curso de elite</i>	0,956	0,041	0,039
<i>Superior, curso geral</i>	0,914	0,033	0,030
<i>Sem superior</i>	0,644	0,122	0,078
Aposentados e pensionistas	0,572	0,129	0,074
<i>Com outras fontes de rendimento</i>	0,468	0,085	0,040
<i>Exclusivamente aposentados</i>	0,778	0,043	0,034
Outros (não remunerados etc.)	0,525	0,022	0,012

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

Obs.: Censo 2010 recalibrado pela DIRPF 2010, encaixe em 97,5%, sem replicação de imputados ou ignorados. Adultos, com 18 anos ou mais, eliminados os registros com informação ignorada de educação e aposentadoria. *Cursos de elite*: medicina, direito, engenharia, ciência da computação, ciências da produção, construção e arquitetura, mestrado completo e doutorado completo em quaisquer áreas. *Aposentados e pensionistas* são pessoas sem remuneração do trabalho, mas que podem ter outras fontes de rendimento. *Outros* são pessoas sem trabalho remunerado e sem rendas de aposentadoria ou pensão, mas que podem ter outras fontes de rendimento. *Contribuição* indica a contribuição para a desigualdade expressa em unidades do coeficiente de Gini da distribuição completa, que é 0,71627. A contribuição de cada tipo de rendimento para a desigualdade total é o produto do grau de concentração desse rendimento e de sua fração (peso) na renda total.

Nota: ¹ Continua na tabela 6.

TABELA 6
Contribuição proporcional média dos indivíduos nas classes para desigualdade total (Gini) – Brasil (2010)¹

Classe	Contribuição Gini (%)	Fração população (η , %)	Contribuição proporcional (I)	Contribuição proporcional (índice)
Empregadores	12,8	1,4	9,0	16,5
<i>Superior, curso de elite</i>	3,4	0,2	18,2	33,2
<i>Superior, curso geral</i>	3,3	0,3	10,5	19,1
<i>Sem superior</i>	6,0	0,9	6,6	12,1
Empregados setor privado	42,0	40,5	1,0	1,9
<i>Superior, curso de elite</i>	11,1	1,4	8,1	14,9
<i>Superior, curso geral</i>	11,4	3,5	3,3	6,0

(Continua)

(Continuação)

Classe	Contribuição Gini (%)	Fração população (η , %)	Contribuição proporcional (I)	Contribuição proporcional (índice)
<i>Sem superior</i>	19,5	35,7	0,5	1,0
Empregados setor público	12,7	3,5	3,6	6,5
<i>Superior, curso de elite</i>	5,5	0,5	11,3	20,6
<i>Superior, curso geral</i>	4,4	1,2	3,7	6,7
<i>Sem superior</i>	2,7	1,9	1,5	2,7
Trabalhadores por conta própria	20,7	13,5	1,5	2,8
<i>Superior, curso de elite</i>	5,5	0,6	9,2	16,8
<i>Superior, curso geral</i>	4,2	0,9	5,0	9,1
<i>Sem superior</i>	11,0	12,1	0,9	1,7
Aposentados e pensionistas	10,3	13,3	0,8	1,4
<i>Com outras fontes de rendimento</i>	5,6	10,8	0,5	0,9
<i>Exclusivamente aposentados</i>	4,7	2,5	1,9	3,5
Outros (não remunerados etc.)	1,6	27,7	0,1	0,1

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

Obs.: Censo 2010 recalibrado pela DIRPF 2010, encaixe em 97,5%, sem replicação de imputados ou ignorados. Adultos, com 18 anos ou mais, eliminados os registros com informação ignorada de educação e aposentadoria. *Cursos de elite*: medicina, direito, engenharia, ciência da computação, ciências da produção, construção e arquitetura, mestrado completo e doutorado completo em quaisquer áreas. *Aposentados e pensionistas* são pessoas sem remuneração do trabalho, mas que podem ter outras fontes de rendimento. *Outros* são pessoas sem trabalho remunerado e sem rendas de aposentadoria ou pensão, mas que podem ter outras fontes de rendimento. *Contribuição Gini (%)* indica a contribuição para a desigualdade expressa como proporção do coeficiente de Gini da distribuição completa, que é 0,71627. A contribuição proporcional de cada tipo de rendimento para a desigualdade total é o produto do grau de concentração desse rendimento e de sua fração (peso) na renda total dividido pelo coeficiente de Gini da renda total. *Contribuição proporcional I* é calculada como a razão entre a contribuição da classe para o coeficiente de Gini, expressa em percentual, e a fração da população da classe na população total. A contribuição proporcional expressa como índice tem como base a contribuição proporcional da categoria mais populosa, os empregados do setor privado sem curso superior (=1).

Nota: ¹ Continuação da tabela 5.

Quarto, a maior contribuição de uma classe desagregada para a desigualdade é a dos empregados do setor privado sem educação de nível superior. Isso é previsível, pois esta classe responde por mais de um terço da população adulta, 35,7%. No entanto, apesar de seu tamanho, essa classe detém pouco mais de um quarto da renda (27,6%) e possui um dos rendimentos menos concentrados. Com isso, contribui com 19,5% da desigualdade total, proporção bem menor que sua fração de população ou mesmo sua parcela do rendimento total.

Quinto, aposentados e pensionistas que não acumulam previdência e remuneração do trabalho representam uma fração não desprezível da população, 13,3%. O grupo não contribui desproporcionalmente para a desigualdade, mesmo quando as rendas da previdência são complementadas por alguma outra fonte de rendimento, desde que não seja o trabalho. Os níveis de concentração desses rendimentos estão entre os mais baixos do país, o que faz com que sua contribuição para a desigualdade, 10,3%, seja menor que a parcela da renda total que cabe à categoria, 12,9%. Note-se que esta categoria se limita a não trabalhadores: aposentados e pensionistas que também trabalham e acumulam rendimentos foram classificados nas demais categorias.

Sexto, aos empregados do setor público, cabe uma contribuição importante para a desigualdade total, 12,7%. Aqueles com formação educacional de elite só perdem, em contribuição proporcional, para os empregadores com formação equivalente. Os com formação superior em cursos gerais, no entanto, assemelham-se muito, em termos de contribuição para a desigualdade e coeficientes de concentração, a seus equivalentes no setor privado.

Não se deve, portanto, subestimar o peso que os empregadores e trabalhadores nas elites educacionais têm na desigualdade do país. A essas elites, que constituem menos que 3% da população, cabe uma contribuição de mais de um quarto da desigualdade total. Se empregadores, com qualquer nível educacional, puderem ser considerados uma elite ocupacional, então a contribuição das elites subiria para mais de um terço (35%) da desigualdade brasileira total. É evidente que também têm peso na desigualdade os rendimentos de pessoas com nível superior geral e da grande massa de trabalhadores sem nível superior. Na verdade, a maior contribuição para a desigualdade é medida entre eles, como é de se esperar, dado o seu grande volume. O que talvez mereça atenção especial é que há algo na distinção entre elite e massa que resulta em um efeito de composição muito elevado na desigualdade brasileira.

Essa composição da desigualdade é modificada em função da calibragem feita para aproximar os dados do Censo 2010 da distribuição das rendas declaradas à Receita Federal na DIRPF 2010, mas varia pouco conforme a metodologia adotada. Isso pode ser observado na tabela 7. Alterar os pontos de encaixe das duas distribuições do quantil 97,5% para o quantil 95,0% não resulta em modificações relevantes na composição da desigualdade segundo classes. Diferenciação um pouco maior, mas ainda assim pequena, decorre da opção por replicar ou não registros de pessoas que contenham informações imputadas ou ignoradas. Em outras palavras, calibrar faz diferença, mas a metodologia de calibragem é assunto de menor importância.

O efeito geral da calibragem é aumentar a contribuição das elites para a desigualdade total. Ou seja, quando a distribuição do Censo 2010 é ajustada de modo a refletir a maior desigualdade observada nos dados das declarações de imposto de renda, especialmente no que diz respeito às rendas mais altas, eleva-se o peso das elites educacionais e ocupacionais na desigualdade brasileira. Se isso estiver correto – e parece razoável crer que esteja –, os estudos brasileiros baseados em pesquisas amostrais vêm subestimando o papel das elites na desigualdade.

Por outro lado, as mudanças não são radicais. Embora o Censo 2010 subestime a desigualdade total, essa subestimação não parece ser tão grande ao ponto de se descartar completamente o que se sabe sobre a composição e os determinantes da desigualdade no Brasil, em

particular os resultados baseados em dados do censo. Ao menos é o que sugerem as comparações entre decomposições de dados com e sem calibragem na tabela 7. As variações mais expressivas são nas contribuições dos empregadores com educação de elite, que aumentam em mais de 33%, seguidas dos aumentos nas contribuições de trabalhadores de todo tipo com educação de elite. Em termos substantivos, porém, as conclusões das decomposições se mantêm semelhantes mesmo sem os ajustes: as elites contribuem desproporcionalmente para a desigualdade, a maior parte da contribuição vem do grupo de trabalhadores com nível superior e a principal contribuição isolada é da massa de empregados do setor privado sem nível superior.

TABELA 7

Contribuição do rendimento da classe para a desigualdade total (Gini), segundo tipos de calibragem – Brasil (2010)

Classe	Calibragem				Pesos originais
	Sem imputados ou ignorados		Com imputados ou ignorados		
	97,5% a 100%	95,0% a 100%	97,5% a 100%	95,0% a 100%	
Empregadores	12,8	12,9	12,2	12,3	9,6
<i>Superior, curso de elite</i>	3,4	3,4	3,2	3,2	2,3
<i>Superior, curso geral</i>	3,3	3,4	3,2	3,2	2,5
<i>Sem superior</i>	6,0	6,1	5,8	5,9	4,8
Empregados setor privado	42,0	41,7	42,8	42,6	45,6
<i>Superior, curso de elite</i>	11,1	11,0	10,6	10,5	9,4
<i>Superior, curso geral</i>	11,4	11,4	11,5	11,4	11,9
<i>Sem superior</i>	19,5	19,3	20,7	20,7	24,2
Empregados setor público	12,7	12,7	12,6	12,5	12,5
<i>Superior, curso de elite</i>	5,5	5,5	5,3	5,3	4,5
<i>Superior, curso geral</i>	4,4	4,4	4,5	4,4	4,7
<i>Sem superior</i>	2,7	2,7	2,9	2,9	3,3
Trabalhadores por conta própria	20,7	20,8	20,6	20,8	20,4
<i>Superior, curso de elite</i>	5,5	5,5	5,2	5,2	4,3
<i>Superior, curso geral</i>	4,2	4,3	4,2	4,2	3,9
<i>Sem superior</i>	11,0	11,0	11,3	11,4	12,1
Aposentados e pensionistas	10,3	10,3	10,3	10,3	10,8
<i>Com outras fontes de rendimento</i>	5,6	5,5	5,8	5,7	6,7
<i>Exclusivamente aposentados</i>	4,7	4,7	4,5	4,6	4,1
Outros (não remunerados, etc.)	1,6	1,6	1,5	1,5	1,1
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Coefficiente de Gini	0,7163	0,7162	0,7039	0,7039	0,6638

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

Obs.: Censo 2010 recalibrado pela DIRPF 2010, encaixe no quantil 95,0% ou quantil 97,5%, com ou sem replicação de imputados ou ignorados em variáveis que não as de educação e aposentadoria, conforme o caso. Adultos, com 18 anos ou mais, eliminados os registros com informação ignorada de educação e aposentadoria. *Cursos de elite*: medicina, direito, engenharia, ciência da computação, ciências da produção, construção e arquitetura, mestrado completo e doutorado completo em quaisquer áreas. *Aposentados e pensionistas* são pessoas sem remuneração do trabalho, mas que podem ter outras fontes de rendimento. *Outros* são pessoas sem trabalho remunerado e sem rendas de aposentadoria ou pensão, mas que podem ter outras fontes de rendimento. Valores da tabela indicam a contribuição para a desigualdade expressa em unidades do coeficiente de Gini da distribuição completa, que é 0,71627.

É possível que a calibragem tenha efeitos muito mais importantes no caso de outras pesquisas domiciliares brasileiras, em particular a PNAD. Isso porque a PNAD subestima mais a desigualdade total que a Amostra do Censo, quando ambos são comparados à DIRPF (Medeiros, Souza e Castro, 2015b). Isto, no entanto, é apenas uma especulação, posto que ainda não se dispõe de uma metodologia de calibragem da PNAD capaz de providenciar as informações necessárias para o teste dessa conjectura.

Finalmente, vale notar que o procedimento de calibragem não é uma panaceia. Não só é uma correção imperfeita para os problemas de subamostragem das pesquisas domiciliares como também não lida com uma das fontes relevantes de subestimação das rendas, a insuficiência dos instrumentos de coleta de dados. Além disso, além das diferenças nas distribuições do Censo e da DIRPF dependerem do que se define como renda, o próprio ordenamento dos indivíduos nessas bases é afetado por essa definição. Distintos conceitos de renda podem exigir um recálculo dos parâmetros de calibragem.

De todo modo, a esperança é que as correções representem algum avanço em relação às informações disponíveis até o momento, mas muito melhor seria poder dispor de um desenho amostral com maior densidade entre os ricos e um questionário mais completo nas entrevistas. Evidentemente, não se deve ignorar que os custos disso podem ser elevados e até mesmo proibitivos.

3.2.2 Grandes regiões, sexo, cor e idade

Foram realizadas, adicionalmente, decomposições da desigualdade total segundo grandes regiões geográficas e atributos individuais – sexo, cor e idade das pessoas. As contribuições de cada região se mantêm semelhantes antes e depois da calibragem, com as maiores variações sendo um decréscimo de 5% na contribuição da região Sul para a desigualdade do país e um acréscimo de 3% na contribuição do Centro-Oeste. A contribuição do Sudeste continua respondendo por mais da metade da desigualdade no Brasil, o que não é de surpreender, pois a região detém também mais da metade da renda total.

Alterações mais expressivas foram observadas nas decomposições segundo atributos dos indivíduos. Corrigir a subestimação das rendas no censo aumenta a contribuição das pessoas mais velhas, dos homens e dos brancos para a desigualdade. As maiores variações são observadas nas decomposições por idade e por cor. A contribuição das pessoas com menos de 45 anos de idade cai 7% após a calibragem. A contribuição dos negros é

reduzida ainda mais, 12% após a calibragem. Como consequência, as pessoas com mais de 45 anos de idade passam a contribuir com mais da metade (55,7%); os homens, com dois terços (65,9%); e os brancos e as brancas, com três quartos (74,5%) da desigualdade na distribuição dos rendimentos de todas as fontes entre adultos no Brasil.

4 CONCLUSÃO

A metodologia proposta permite uma aproximação razoável entre a distribuição dos rendimentos no Censo 2010 e a dos rendimentos totais na DIRPF 2010. A aproximação, no entanto, não é completa, e, mesmo depois das correções, o censo segue subestimando os níveis gerais de desigualdade. Sequer seria desejável que a metodologia promovesse uma completa equiparação das distribuições, afinal, seu objetivo é corrigir apenas uma das fontes de diferença, os problemas associados à amostragem no censo. Certamente permanece a diferença decorrente de definições do que é rendimento total e dos questionários do censo, a qual não é tratada por nós.

A anualização dos rendimentos não tem grandes impactos sobre os níveis gerais de desigualdade, com diferenças em torno de 1% nos coeficientes de Gini. Porém, ao refletir o recebimento do 13º salário e adicional de férias, a distribuição anualizada é mais fiel às diferenças que existem entre empregadores, trabalhadores por conta própria e empregados formais e aposentados.

Os resultados sugerem que é importante corrigir a distribuição do censo para indivíduos acima do quantil 97,5%, que é pouco relevante recuar o encaixe das duas distribuições entre os quantis 97,5% e 95,0% e que não há qualquer vantagem em encaixar as distribuições abaixo do 95,0%. Blocos de calibragem com o tamanho em torno de 0,5% da população mostraram-se satisfatórios: blocos muito maiores têm dificuldade em aproximar as duas distribuições e blocos muito menores resultam em replicação excessiva de alguns indivíduos. Não só parece mais correto evitar a replicação de valores imputados como os níveis de desigualdade total do censo corrigido se aproximam mais dos da DIRPF quando a calibragem se limita a registros com valores observados. A calibragem de todos os registros eleva o coeficiente de Gini em 6%, ao passo que a calibragem limitada a valores observados o eleva em 8%. Resultados semelhantes foram obtidos para outras medidas de desigualdade e distribuições de rendimentos positivos apenas.

Portanto, para minimizar a população calibrada, para com isso manter maior fidedignidade possível à população original; limitar a replicação a registros com informações relevantes efetivamente observadas; e, simultaneamente, evitar replicação excessiva e assim reduzir o viés de ponderação da metodologia, parece recomendável ponderar blocos de 0,5% da população acima do quantil 97,5% do Censo 2010, replicando apenas registros que não contenham valores imputados ou ignorados. Porém, pequenas variações nessa metodologia não parecem ter maiores impactos.

A calibragem afeta não só o nível total da desigualdade, mas também a composição dos rendimentos. Em termos gerais, após as correções da subestimação da desigualdade no censo, ocorre um aumento do papel que as elites educacionais e ocupacionais têm na desigualdade. Em decomposições separadas, também se observa um aumento do peso das pessoas mais velhas, dos brancos e dos homens na desigualdade. A contribuição de todas essas categorias para o coeficiente de Gini se eleva após a calibragem.

A decomposição dos dados corrigidos aponta que as elites educacionais têm uma contribuição desproporcionalmente alta para a desigualdade. Também é desproporcionalmente alta a contribuição da renda dos empregadores. Menor, porém ainda assim relevante, é a contribuição proporcional dos empregados do setor público, em particular daqueles com formação educacional em cursos de elite. Aqueles com formação superior em cursos gerais, no entanto, assemelham-se muito, em termos de contribuição, para a desigualdade e os coeficientes de concentração, a seus equivalentes no setor privado. A maior contribuição de uma classe desagregada para a desigualdade é a dos empregados do setor privado sem educação de nível superior, o que é de se esperar, posto que esta classe responde por mais de um terço da população adulta. Ainda assim, estes trabalhadores contribuem com cerca de um quinto da desigualdade total, proporção bem menor que sua fração de população ou mesmo sua parcela do rendimento total.

A decomposição da desigualdade segundo grandes regiões geográficas não é fortemente afetada pelas correções de subestimação, mas alterações de maior magnitude foram observadas nas decomposições segundo atributos dos indivíduos. O papel das desigualdades relacionadas a geração, raça e gênero parece ser maior que se estimava sem qualquer tipo de correção. Conclusões mais sólidas a esse respeito ainda dependem de uma análise mais detalhada, pois o estudo não estabeleceu mecanismos de controle dos efeitos intervenientes das demais causas da desigualdade que se relacionam a esses atributos.

Em seu conjunto, esses resultados sugerem que os estudos brasileiros baseados em pesquisas amostrais vinham subestimando o papel das elites na desigualdade, mesmo aqueles que haviam dado atenção específica ao assunto. Ao subestimar as rendas concentradas no topo da distribuição, o Censo 2010 subestima também o papel dos empregadores e da educação de elite na desigualdade do país e, conseqüentemente, tende a traçar um quadro mais simples e meritocrático da sociedade, o que pode levar a superestimar o papel que reformas educacionais mais simples e de menor alcance e custo podem ter na promoção da igualdade.

As mudanças decorrentes das correções por calibragem, porém, não são radicais. Embora o censo subestime as rendas no topo da distribuição, isso não compromete totalmente o que se sabe sobre os determinantes da desigualdade no Brasil. Já se sabia que a diferença entre a pequena elite rica e a grande massa de população de baixa renda no Brasil respondia por uma parte grande da desigualdade no país. O que temos agora é um aumento do peso das elites na desigualdade, e não uma mudança completa de quadro. As conclusões substantivas das decomposições se manteriam mesmo sem as correções da subestimação: as elites contribuem desproporcionalmente para a desigualdade, a maior contribuição é dos trabalhadores com nível superior, porém o subgrupo que contém o maior contingente de pessoas, o dos trabalhadores do setor privado sem nível superior, é aquele que, separadamente, mais contribui para a desigualdade.

Provavelmente, a correção da subestimação das rendas no topo seja ainda mais importante em pesquisas como a PNAD, mas confirmar essa conjectura ainda depende de avaliações empíricas. De todo modo, o procedimento de calibragem é uma correção imperfeita para os problemas de subestimação das pesquisas domiciliares e, mesmo após a calibragem dos pesos amostrais do censo com informações da DIRPE, os resultados talvez subestimem o nível real da desigualdade de renda brasileira. Finalmente, há riscos inerentes na combinação de distribuições que usam definições diferentes de renda; portanto, todos os resultados encontrados devem ser tomados com cautela até que se disponha de dados mais detalhados que permitam a aplicação de metodologias mais precisas.

REFERÊNCIAS

ARDINGTON, C. *et al.* The sensitivity to key data imputations of recent estimates of income poverty and inequality in South Africa. **Economic Modelling**, v. 23, Issue 5, p. 822-835, 2006. Disponível em: <<http://goo.gl/3aZC7N>>.

ATKINSON, A. B.; MICKLEWRIGHT, J. On the reliability of income data in the family expenditure survey 1970- 1977. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series A (General), v. 146, n. 1, p. 33-61, 1983. Disponível em: <<http://goo.gl/LsjXVu>>.

BRITO, J. A. M.; XAVIER, A. E. Um método de otimização para calibração de pesos em amostras. **Revista Brasileira de Estatística**, v. 67, n. 226, p. 7-34, 2006.

CASTRO, F. A. **Imposto de renda da pessoa física**: comparações internacionais, medidas de progressividade e redistribuição. 2014. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2014.

DEVILLE, J.-C.; SÄRNDAL, C.-E. Calibration estimators in survey sampling. **Journal of the American Statistical Association**, v. 87, n. 418, p. 376-382, 1992.

ECKERSTORFER, P. *et al.* Correcting for the missing rich: an application to wealth survey data. **Review of Income and Wealth**, v. 61, Issue 6, 2015. Disponível em: <<http://goo.gl/5wX3Qa>>.

FEENBERG, D. R.; POTERBA, J. M. Income inequality and the incomes of very high-income taxpayers: evidence from tax returns. **In Tax Policy and the Economy**, v. 7, p. 145-177, 1993, MIT Press.

FRICK, J. R.; GRABKA, M. M. Item nonresponse on income questions in panel surveys: incidence, imputation and the impact on inequality and mobility. **Allgemeines Statistisches Archiv**, v. 89, Issue 1, p. 49-61, 2005. Disponível em: <<http://goo.gl/6wqDO7>>.

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

_____. How to measure the progressivity of an income component. **Applied Economics Letters**, v. 20, Issue 4, p. 328-331, 2013.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Estimativa do aluguel de imóveis**. Rio de Janeiro: IBGE, 2013. p. 4. (Nota Metodológica IBGE, n. 6).

KORINEK, A.; MISTIAEN, J. A.; RAVALLION, M. Survey nonresponse and the distribution of income. **The Journal of Economic Inequality**, v. 4, Issue 1, p. 33-55, 2006. Disponível em: <<http://goo.gl/nBwIPG>>.

_____. An econometric method of correcting for unit nonresponse bias in surveys. **Journal of Econometrics**, v. 136, Issue 1, p. 213-235, 2007. Disponível em: <<http://goo.gl/B4Z54T>>.

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.

LUNDSTRÖM, S.; SÄRNDAL, C.-E. **Estimation in the presence of nonresponse and frame imperfections**. 1st ed. Örebro: Statistics Sweden, 2001.

MEDEIROS, M.; GALVAO, J. C. **Educação e o rendimento dos ricos no Brasil** (Education and the income of the rich in Brazil). New York: Social Science Research Network, 2014. (SSRN Scholarly Paper, n. ID 2493829). Disponível em: <<http://goo.gl/1nfhuZ>>.

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 e renda e pesquisas domiciliares. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 20, n. 4, p. 971-986, 2015a. Disponível em: <<http://goo.gl/7z054D>>.

_____. 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. 58, n. 1, p. 7-36, 2015b. Disponível em: <<http://goo.gl/vJtflx>>.

MORTARA, G. Dados e observações sobre a distribuição das rendas das pessoas físicas contribuintes do imposto de renda no Brasil. **Revista Brasileira de Estatística**, v. 10, n. 38, p. 197-222, 1949a.

_____. Representação analítica das distribuições dos contribuintes e das respectivas rendas líquidas determinadas para a aplicação do imposto de renda em função do valor da renda líquida. **Revista Brasileira de Economia**, v. 3, n. 2, p. 7-34, 1949b.

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

RAO, V. M. Two decompositions of concentration ratio. **Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)**, v. 132, n. 3, p. 418-425, 1969. Disponível em: <<http://goo.gl/gD6ZYW>>.

RUIZ, C. M. M.; SILVA, P. L. N. **Explorando alternativas para a calibração dos pesos amostrais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. In: CONGRESO DE LA ASOCIACIÓN LATINOAMERICANA DE POBLACIÓN, 6., 2014, Lima, Peru. Lima: Asociación Latinoamericana de Población, 2014. p. 1-15.

SOUZA, P. H. G. F. **A distribuição de renda nas pesquisas domiciliares brasileiras: harmonização e comparação entre censos, PNADs e POFs**. Brasília: Ipea, 2013. Disponível em: <<http://goo.gl/1OOpzR>>.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Reginaldo da Silva Domingos

Revisão

Ângela Pereira da Silva de Oliveira

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Leonardo Moreira Vallejo

Marcelo Araujo de Sales Aguiar

Marco Aurélio Dias Pires

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Erika Adami Santos Peixoto (estagiária)

Laryssa Vitória Santana (estagiária)

Pedro Henrique Ximendes Aragão (estagiário)

Thayles Moura dos Santos (estagiária)

Editoração

Bernar José Vieira

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniella Silva Nogueira

Danilo Leite de Macedo Tavares

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

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

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

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



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Ministério do
Planejamento, Orçamento
e Gestão

