TEXTO PARA DISCUSSÃO

2487

A DESIGUALDADE RACIAL DA POBREZA NO BRASIL

Rafael Guerreiro Osorio

ipea

2487
TEXTO PARA DISCUSSÃO
Rio de Janeiro, julho de 2019

A DESIGUALDADE RACIAL DA POBREZA NO BRASIL

Rafael Guerreiro Osorio[1]

1. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea; e coordenador de pesquisas no Centro Internacional de Políticas para o Crescimento Inclusivo (International Policy Centre for Inclusive Growth – IPC-IG).

Governo Federal

Ministério da Economia
Ministro Paulo Guedes

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

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

Presidente
Carlos von Doellinger

Diretor de Desenvolvimento Institucional, Substituto
Manoel Rodrigues dos Santos Junior

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

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Aristides Monteiro Neto

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura
André Tortato Rauen

Diretora de Estudos e Políticas Sociais
Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Ivan Tiago Machado Oliveira

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação
Mylena Fiori

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

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2019

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 publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos). Acesse: http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes

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 da Economia.

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

JEL: I32.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 METODOLOGIA 8

3 INDICADORES DE POBREZA 12

4 RESULTADOS 19

5 RESUMO DAS EVIDÊNCIAS 28

6 CONCLUSÕES 30

REFERÊNCIAS 30

SINOPSE

Neste *Texto para Discussão*, descreve-se a evolução, de 2004 a 2014, da pobreza de pretos, pardos e brancos e investiga-se, concomitantemente à sua já conhecida redução no período, se houve diminuição da desigualdade racial da pobreza. Para tanto, apresentam-se os principais indicadores da incidência, da intensidade e da desigualdade para um amplo conjunto de linhas de pobreza, de US$ 0,10 a US$ 10,00 diários por pessoa, considerando a paridade do poder de compra (PPC). Os indicadores são decompostos para averiguar a contribuição de cada grupo para a pobreza do conjunto, de maneira a analisar as chances de pretos, pardos e brancos serem pobres. A queda da pobreza nesse período, no conjunto, e, separadamente, entre pretos, pardos e brancos foi caracterizada para todas as linhas. Tal queda foi maior entre pretos e pardos que entre brancos, o que levou à diminuição da desigualdade racial da pobreza. Embora tenha diminuído, ela continua elevadíssima. Em 2014, o nível dos indicadores de pobreza de pretos e pardos era quase igual ao dos brancos em 2004, quando, na média das linhas de pobreza consideradas, pretos tinham chance 2,5 vezes maior de serem pobres que os brancos; e a chance dos pardos era 3,2 vezes maior. Em 2014, a chance de pretos serem pobres ainda era 2,1 vezes maior que a dos brancos, enquanto a dos pardos permanecia alta, 2,6 vezes maior.

Palavras-chave: pobreza; desigualdade racial.

ABSTRACT

This paper describes the evolution of poverty among *pretos* (black), *pardos* (brown/mixed) and *brancos* (white) from 2004 to 2014, and investigates whether along with the already known reduction of poverty in the period there was also reduction of the racial inequality of poverty. To do so, it presents the main indicators of the incidence, intensity and inequality of poverty for a broad set of poverty lines, from US$ PPP 0.10 to 10.00 per day per person. The indicators are decomposed to ascertain the contribution of each group to overall poverty, and the odds of *pretos*, *pardos* and *brancos* being poor are analyzed. The fall in poverty from 2004 to 2014 as a whole, and separately among *pretos*, *pardos* and *brancos*, was characterized for all lines. This decline was greater among *pretos* and *pardos* than among *brancos*, leading to a decrease in the racial inequality of poverty. Although it has declined, the racial inequality of poverty remains very high. In 2014, the level of poverty indicators for *pretos* and *pardos* was almost equal to that of *brancos* in 2004. In 2004, on the average of the poverty lines considered, the odds of *pretos* being poor were 2.5 times

greater than *brancos*'; and the odds of *pardos* was 3.2 times higher. In 2014, the odds of pretos being poor was still 2.1 times greater than *brancos*', while that of *pardos* remained 2.6 times greater.

Keywords: poverty; racial inequality.

1 INTRODUÇÃO

De 2004 a 2014, as condições de vida da população brasileira melhoraram em várias dimensões (IBGE, 2015; Calixtre e Vaz, 2015). A renda, em particular, cresceu bastante, favorecida por uma conjunção de fatores que vão do aumento do emprego à expansão das transferências da política social, passando pelas mudanças demográficas, pela maior escolarização da força de trabalho e pela valorização real do salário mínimo.

Principalmente graças ao crescimento da renda, reduziu-se a pobreza, o que pode ser verificado em todas as regiões, e entre as pessoas pretas, pardas e brancas, que juntas perfazem 99% da população. Porém, tal fato não autoriza a conclusão pela redução da desigualdade racial da pobreza, que diz respeito à distância entre as taxas de pobreza dos grupos. Isto é, se a taxa de pobreza dos brancos é 5% maior que a dos pretos ou pardos, essa diferença é a desigualdade racial da pobreza.

Nada impede que a redução da pobreza se dê com manutenção, ou mesmo aumento, da desigualdade racial. Uma forma de verificar se houve redução dessa desigualdade é medir a distância entre a chance dos brancos e a de pretos e pardos sucumbirem à pobreza. A diminuição dessa distância caracterizaria a redução da desigualdade racial da pobreza.

Para responder se houve essa redução, analisaram-se as informações sobre a renda da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2004 a 2014. Tal análise foi orientada por três hipóteses de trabalho e suas respectivas hipóteses nulas, conforme descrito a seguir.

1) A desigualdade racial da pobreza existe.
2) A desigualdade racial da pobreza diminuiu de 2004 a 2014.
3) Há desigualdade racial da pobreza entre pretos e pardos.

A análise autoriza a não rejeição dessas três hipóteses. Também revela que a desigualdade racial da pobreza persiste elevada, a despeito de ter havido redução no período, tanto da desigualdade de brancos em relação a pretos e pardos quanto da desigualdade entre pretos e pardos. Este trabalho apresenta e discute os resultados.

Antes de prosseguir, convém esclarecer que não é objetivo deste estudo adentrar o terreno da explicação dos motivos dessa redução. A desigualdade racial da pobreza é

um fenômeno complexo, resultando de vários fatores, nem sempre simultâneos, como a abertura à mobilidade social, a discriminação motivada por racismo e preconceito, a desigualdade regional e educacional, entre outros. A investigação do peso de cada um dos fatores para a redução dessa desigualdade ultrapassaria em muito o escopo de um artigo. Aqui, trata-se apenas de comprovar e medir a redução, no período em tela, da desigualdade racial da pobreza no Brasil.

2 METODOLOGIA

Para estudar a desigualdade racial da pobreza, são necessários os dados sobre a cor ou raça da população, e dados que permitam a construção de um indicador de bem-estar, como a renda domiciliar *per capita* dos indivíduos. A fonte dos dados deste trabalho é a PNAD anual, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em todo o território nacional até 2015. Os arquivos de dados da PNAD de 2004 a 2014 são livremente disponibilizados na página do IBGE, com a documentação pertinente. O uso de dados públicos permite a reprodução das estatísticas apresentadas neste trabalho, desprezadas as pequenas divergências que podem ocorrer por arredondamento, por uso de diferentes pacotes de estatística, ou por conta de atualizações nos arquivos de dados.

Durante o período 2004-2014 não houve mudança relevante nas perguntas de renda e de cor ou raça, tampouco no desenho da PNAD, o que garante a comparabilidade dos seus retratos anuais do Brasil. A partir de 2004, a PNAD ganhou cobertura nacional de fato, mediante a inclusão de todas as áreas rurais da região Norte que até então não integravam a amostra. Também foi um período de queda ininterrupta da pobreza para a maior parte das linhas. Em 2015, na última rodada da PNAD anual, a pobreza cresceu, razão pela qual esse ano não foi considerado na análise.

Na PNAD, a cor ou raça dos indivíduos é captada em cinco categorias: branca, preta, amarela, parda e indígena; ou marcada como ignorada, se a resposta não é obtida. Existem vários trabalhos[1] dedicados ao estudo dessa classificação, empregada pelo IBGE em seus levantamentos. No período 2004-2014, em torno de 99% da população[2] se

1. Ver, entre outros, Senkevics, Machado e Oliveira (2016), Osorio (2003; 2013), Petruccelli e Saboia (2013) e IBGE (2011).
2. Isto é, 99% da amostra expandida da PNAD.

classificava em apenas três categorias: preta, parda e branca. Para simplificar a análise, trabalharam-se apenas esses grupos. Os totais de renda e população, portanto, ficam restritos a 99% dos brasileiros.

A renda na PNAD é captada por catorze perguntas.[3] As seis primeiras investigam a renda monetária e não monetária[4] da ocupação principal, da secundária e das demais ocupações. Depois, são investigadas aposentadorias e pensões dos regimes públicos, benefícios de fundos de pensão privados e pensões de outra natureza, como a alimentícia (quatro questões). Peculiarmente, a PNAD tem uma pergunta separada para investigar o valor do abono de permanência, que é recebido por pouquíssimas pessoas, servidores públicos que continuam trabalhando apesar de poder se aposentar. Investiga também as doações privadas de não moradores (por exemplo, a mesada dada pela família a um jovem estudando em outra cidade) e os rendimentos do aluguel de propriedades. A 14ª pergunta registra todas as demais rendas – dos juros de aplicações financeiras às transferências do Programa Bolsa Família (PBF), passando pelo Benefício de Prestação Continuada (BPC) e o seguro-desemprego.

Grande parte do debate acerca da definição e da mensuração da pobreza gira em torno da escolha do indicador de bem-estar e das linhas de pobreza. Há quem prefira, como indicador de bem-estar, o consumo à renda;[5] há também os adeptos de medidas multidimensionais, que podem ou não incluir a renda ou o consumo com outras dimensões, como o acesso a serviços, a garantia de direitos e a qualidade da moradia.[6] No Brasil, a renda domiciliar *per capita* é o indicador mais empregado nos estudos de pobreza e desigualdade, e também como critério de elegibilidade às transferências monetárias da assistência social, como o BPC[7] e o PBF.

Para calcular a renda domiciliar *per capita*, primeiro, somam-se todas as rendas por indivíduo, das catorze fontes registradas pela PNAD. Isso é feito para todos os casos da amostra, e as pessoas sem renda, como as crianças, são codificadas com renda zero. Depois,

3. Sobre a captação da renda na PNAD, ver Osorio (2009), Rocha (2002) e Medici (1988).
4. Quando o trabalhador recebe parte do salário em produtos e serviços, o valor destes é estimado e registrado como renda não monetária.
5. Uma discussão aprofundada das vantagens e desvantagens da renda e do consumo como indicadores de bem-estar em estudos sobre a pobreza é realizada por Sen (1981).
6. Ver Alkire e Foster (2008).
7. O BPC, contudo, opera com um conceito de família mais restrito que não inclui todo o grupo doméstico.

por domicílio, somam-se as rendas individuais dos membros do grupo doméstico, excluindo os empregados residentes e suas famílias e pensionistas: essas pessoas não são consideradas membros desse grupo para fins de análise da renda. A renda domiciliar assim obtida é dividida pelo número de membros para se chegar à renda domiciliar *per capita*. Pensionistas, empregados domésticos e seus parentes, que não foram incluídos no cômputo, ficam com renda domiciliar *per capita* indefinida, sendo desconsiderados na análise.

Quando a PNAD não consegue registrar o valor de uma renda – por exemplo, de uma pessoa ausente no momento da entrevista cujo salário é desconhecido pelo morador entrevistado –, o caso é marcado como renda ignorada. O mesmo ocorre quando a crítica do IBGE detecta dados inconsistentes que sugerem erro de captação (por exemplo, uma aposentadoria de R$ 1 milhão). Se uma única renda de um membro do grupo doméstico é ignorada, não é possível calcular a renda domiciliar. Sabe-se que o domicílio tem renda, mas o valor é ignorado. As pessoas com renda domiciliar ignorada não são consideradas na análise.

Desconsiderar os grupos domésticos com renda ignorada (e não criar outros para os pensionistas e para os empregados domésticos e seus parentes que ficaram com renda indefinida) pode parecer um problema, contudo é uma forma simples e eficiente de lidar com estes casos, *grosso modo*, seria equivalente a uma pós-estratificação. Trabalhar apenas com os casos de renda conhecida implica pressupor que a parcela desconsiderada da amostra tem uma distribuição de renda muito próxima à da população em geral. Sendo assim, é bem representada pela parcela da amostra com renda conhecida.

Existem outras formas de tratar esses casos, mediante o emprego de técnicas para imputar-lhes rendas, em vez de desconsiderá-los. No entanto, os casos com renda ignorada ou indefinida respondem por uma parcela pequena da amostra, e, nos valores médios e distribuições das demais características, não são muito diferentes dos casos de renda conhecida. Logo, as distribuições de renda após as imputações não são substantivamente diferentes da observada, tornando pouco relevante a escolha da forma de tratamento das rendas ignoradas.

Outro problema de mensuração deve-se ao período de captação das rendas, que é relativamente curto. Se ninguém trabalhou na semana de referência, e não há outra fonte de renda além do trabalho de seus membros, a renda do grupo doméstico

será zero, mesmo que, usualmente, os membros trabalhem e ganhem bem. Isso gera domicílios sem renda que não parecem pobres segundo outras características registradas pela PNAD, como a qualidade da moradia e de seus equipamentos, o acesso a serviços públicos e a educação dos adultos. Assim, domicílios sem renda genuinamente pobres estão misturados com domicílios apenas momentaneamente sem renda.

Também é possível tratar os casos de domicílios com renda zero de forma a excluir da análise os momentaneamente sem renda, ou a imputar-lhes uma renda habitual presumida a partir das características do domicílio. Embora os com renda zero raramente passem de 1% da amostra da PNAD, seus moradores são identificados como pobres por qualquer linha de pobreza, o que pode afetar bastante a análise de pobreza e da desigualdade racial para linhas de baixo valor. Neste trabalho, os domicílios com renda zero foram integralmente considerados na análise, sem tratamentos, o que permite estudar como afetam as estimativas de pobreza.

De posse dos dados de cor e renda domiciliar *per capita*, tendo esta última sido escolhida como indicador de bem-estar, falta definir a linha de pobreza, o nível de bem-estar que separa os pobres dos não pobres. Mas esta não é uma tarefa simples. Existem vários métodos para definir o valor da linha de pobreza, e a despeito das reivindicações de objetividade ou cientificidade, nenhum deles é isento de escolhas arbitrárias, ditadas em última instância pelas preferências e juízos de valor dos analistas. Estes podem, mediante a escolha de parâmetros, chegar a valores bem distintos para a linha de pobreza usando o mesmo método, aplicado às mesmas bases de dados.[8]

Uma opção para contornar o problema da definição do valor da linha de pobreza é usar linhas já disponíveis, em torno das quais exista algum consenso. Seria o caso daquelas empregadas por organismos internacionais para comparações entre países, ou daquelas definidas por lei ou pelo governo como critério de elegibilidade para acessar programas sociais.

Ao usar apenas uma linha, corre-se o risco de não perceber toda a variação da pobreza. Nada impede que a pobreza esteja caindo para uma linha, mas não para outras, e o mesmo poderia ser dito para a desigualdade racial na pobreza. E é bem provável

8. Soares (2009) explica didaticamente as várias opções de indicadores de bem-estar e de metodologias para definir a linha de pobreza, e dá exemplos convincentes de como as mesmas opções metodológicas podem gerar linhas de pobreza distintas.

que a intensidade da redução (ou crescimento) da pobreza varie de acordo com a linha. Por isso, é muito comum estudos definirem mais de uma linha, por exemplo, uma linha para a pobreza extrema, e outra, mais elevada, para a pobreza.

Preferências à parte, não há razão alguma para prender-se a uma linha de pobreza específica. De fato, é mais interessante analisar a evolução da pobreza a partir de indicadores calculados para várias linhas. Tal estratégia permite averiguar a sensibilidade das conclusões, seu potencial de generalização independentemente do valor da linha. Porém, as linhas de pobreza devem estar em um intervalo legítimo. Uma linha de US$ 100,00 *per capita* por dia seria excessivamente elevada, não faria sentido. Já uma de US$ 1,90 pode ser questionada por ser muito baixa – mas isso justamente por haver consenso sobre a extrema pobreza e destituição mesmo de pessoas com renda acima desse valor.

Neste trabalho, a pobreza é representada por curvas de indicadores calculados para um conjunto de quase mil linhas de pobreza, de US$ 0,10 a US$ 10,00 *per capita* por dia, em incrementos de um centavo, considerando a paridade do poder de compra (PPC). Para a conversão de reais para dólares, primeiro, os valores de renda da PNAD foram ajustados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC)[9] para dezembro de 2011; depois, foram convertidos para dólares internacionais pelo fator de PPC para consumo privado[10] de 2011. A preços de dezembro de 2011, estas linhas variavam de R$ 5,05 a R$ 504,55 *per capita* mensais. As rendas mensais foram anualizadas (multiplicadas por doze) e divididas por 365 para se obter a renda média diária.

3 INDICADORES DE POBREZA

Definidos o indicador de bem-estar – a média diária da renda domiciliar *per capita* mensal expressa em dólares pelo fator de PPC de 2011 – e o conjunto de linhas de pobreza, adentra-se o terreno relativamente tranquilo dos indicadores de pobreza, descritos, explicados e discutidos em vários manuais de análise da distribuição de renda.[11]

9. Corrigido para o uso com a PNAD seguindo Courseil e Foguel (2002).
10. O fator PPC do Brasil em 2011 foi estimado em 1,65878 pelo Banco Mundial. Ou seja, em 2011, o poder de compra de R$ 1,66 no Brasil equivalia ao poder de compra de US$ 1,00 nos Estados Unidos. Os fatores PPC são divulgados como parte dos World Development Indicators. Disponível em: <http://data.worldbank.org/>.
11. Conferir, entre outros, Medeiros (2012), Fields (2001) e Cowell (2000).

Kakwani (1999) argumentou que os estudos econômicos da pobreza são análises de bem-estar truncadas, restritas aos pobres, definidas por uma linha de pobreza com valor referido em um nível de bem-estar constante no tempo. Portanto, partem de uma linha de pobreza, e se baseiam: *i)* no tamanho da população pobre; *ii)* no nível da renda dos pobres; e *iii)* na desigualdade da distribuição da renda entre os pobres. Essas bases analíticas representam, respectivamente, a incidência, a intensidade e a desigualdade da pobreza, aspectos medidos pelas seguintes estatísticas: *i)* a taxa de pobreza; *ii)* o hiato de pobreza, a diferença entre a renda média dos pobres e a linha de pobreza; e *iii)* uma medida de desigualdade da distribuição da renda entre os pobres.

Calcular uma série histórica dessas estatísticas, ou de indicadores que as agregam, é o primeiro passo para analisar a evolução da pobreza em um período. Para se obter a taxa de pobreza, é preciso computar a quantidade de pobres em cada PNAD. Entretanto, antes de contá-los, é preciso identificá-los, mediante a comparação da renda domiciliar *per capita x* de cada indivíduo *i* na amostra com a linha de pobreza *z*. Essa comparação pode ser feita apenas uma vez para cada linha de pobreza, armazenando o resultado na variável dicotômica d_z – que marca os indivíduos pobres para a linha considerada.

$$d_{zi} = x_i < z \begin{pmatrix} x_i \geq z, d_{zi} = 0 \\ x_i < z, d_{zi} = 1 \end{pmatrix}. \tag{1}$$

Identificados os pobres, calcula-se sua quantidade levando em consideração os pesos de pessoa *w*. Calculados pelo IBGE e incluídos na base de dados da PNAD, os pesos, ou fatores de expansão da amostra, refletem tanto as diferentes probabilidades de amostragem quanto a projeção de população para o pós-estrato da entrevista.[12] A quantidade de pobres *Q* e a população total *N* são calculadas a partir da soma dos pesos, e a taxa de pobreza *H* é obtida pela divisão da população pobre pela total.

$$N = \sum_{i=1}^{i} w_i. \tag{2}$$

$$Q_z = \sum_{i=1}^{i} d_{zi} w_i. \tag{3}$$

$$H_z = \frac{Q_z}{N}. \tag{4}$$

12. Sobre os pesos, ou fatores de expansão, ver a documentação da PNAD, disponibilizada pelo IBGE com as bases de dados.

A quantidade de pobres e a taxa são os indicadores de pobreza mais importantes e populares. Contudo, possuem a limitação de não captar determinados aspectos da pobreza, como a intensidade e a desigualdade (Sen, 1976; 1981). Tome-se, por exemplo, duas sociedades com 10% de pobres para uma linha de pobreza de US$ 1,00. Em uma, a renda média dos pobres é US$ 0,99, apenas US$ 0,01 distante da linha; na outra, a média é US$ 0,10 – o hiato em relação à linha é US$ 0,90. Apesar da mesma taxa de pobreza, seria razoável considerar a segunda sociedade mais pobre, por conta da intensidade da pobreza: na média, seus pobres são bem mais pobres que os da primeira.

Além de informar sobre a intensidade da pobreza, o seu hiato tem uma interpretação interessante. A soma de todos eles é igual ao mínimo de recursos necessário para erradicar a pobreza. Obviamente, o custo real da erradicação da pobreza é maior, pois não seria possível identificar cada pobre e lhe transferir, sem custo, durante o tempo necessário, o valor exato para levar sua renda à linha de pobreza. Não obstante, *G*, o hiato de pobreza médio dos pobres, relativo à linha da pobreza, é o indicador arquetípico da intensidade da pobreza.

$$G_z = \frac{1}{Q}\sum_{i=1}^{i}\left(\frac{z-x_i}{z}\right)d_{zi}w_{i.} \qquad (5)$$

O hiato médio relativo, no entanto, não dá conta da dimensão da desigualdade da renda entre os pobres. Se duas sociedades tivessem 10% de pobreza e hiato médio relativo de 50% da linha de pobreza, mas em uma todos os hiatos estivessem próximos da média e em outra houvesse alguns hiatos muito pequenos e uma maioria de hiatos grandes, a pobreza não seria maior nesta última? Neste exemplo, o que faz a segunda sociedade ser mais pobre é a desigualdade das intensidades individuais da pobreza: há mais pessoas muito abaixo da renda média dos pobres. Uma forma direta de medir esse aspecto é calcular um indicador da desigualdade da distribuição de renda entre os pobres, que pode ser o coeficiente de Gini, os indicadores de Theil, ou outros.

Com o desenvolvimento do campo da mensuração da pobreza, a partir dos anos 1970 surgiram várias propostas de indicadores que sintetizavam as três dimensões da pobreza: a incidência, a intensidade e a desigualdade entre os pobres. O primeiro foi o indicador de Sen (1976), que empregava o Gini dos pobres como medida de desigualdade. A escolha do Gini, todavia, impedia a decomposição dos indicadores de pobreza por grupos populacionais de pertencimento exclusivo com distribuições de renda sobrepostas, como os definidos por idade, sexo, raça, local de residência etc.

Em 1984, Foster, Greer e Thorbecke (FGT) publicaram um artigo propondo uma solução elegante que se tornou canônica: a "família" de indicadores FGT, inspirada no indicador de Sen, mas usando outra medida de desigualdade, que resolvia o problema da decomponibilidade por grupos (Foster, Greer e Thorbecke, 1984).

$$P_{\alpha z} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{i}\left(\frac{z-x_i}{z}\right)^{\alpha} d_{zi} w_i. \tag{6}$$

Conforme demonstrou Kakwani (1999), os indicadores FGT, assim como grande parte dos indicadores ou de famílias de indicadores inspirados no trabalho de Sen (1976), podem ser entendidos como formas distintas de agregar a taxa de pobreza *H*, a intensidade da pobreza *G* e uma medida da desigualdade entre os pobres, *I*. No caso da família de indicadores FGT, a medida de desigualdade é o quadrado do coeficiente de variação da renda dos pobres. Tem-se então as identidades a seguir.

$$P_0 = H. \tag{7}$$

$$P_1 = HG. \tag{8}$$

$$P_2 = H[G^2 + I(1-G)^2]. \tag{9}$$

Nos indicadores FGT (equação 6), o parâmetro *a* representa o grau de aversão à desigualdade entre os pobres, que é nulo quando o valor é igual ou menor que um. O parâmetro pode assumir qualquer valor, porém, normalmente, se emprega *a* igual a 0, 1 ou 2, por causa das identidades descritas. Os indicadores P_0, P_1 e P_2 se tornaram extremamente populares na elaboração de estudos de pobreza. O P_0 é a taxa de pobreza e mede apenas sua incidência, desconsiderando a intensidade e a desigualdade. O indicador P_1 sintetiza a incidência e a intensidade da pobreza. E o indicador P_2 sintetiza a incidência, a intensidade e a desigualdade da pobreza.

Para interpretar os indicadores P_1 e P_2 é preciso ter em mente que estes só se igualam a P_0 quando não há pobres, ou quando todos os pobres têm renda zero, o que faz *G* ser igual a 1. Se ao menos um pobre tem renda: $G < 1$ e $P_0 > P_1 > P_2$. Isso vale mesmo se a desigualdade é zero, pois, neste caso, $P_2 = HG^2$. Logo, o valor de P_0 é o limite superior do valor dos outros indicadores, e também a referência para os avaliar, pois P_1 e P_2 não são proporções. Quanto maior a distância entre P_0 e as outras medidas, menos pior é a pobreza, pois o hiato e/ou a desigualdade estarão mais próximos de zero.

Os indicadores P_0, P_1 e P_2 foram calculados para todas as linhas de pobreza definidas. Esses indicadores possuem a propriedade de serem aditivamente decomponíveis por grupos mutuamente exclusivos de indivíduos. Em outras palavras, é possível calcular separadamente os indicadores de cada grupo e depois agregá-los para chegar ao total. Um indicador nacional pode ser expresso como a soma dos indicadores dos grupos ponderados por suas frações da população. A decomponibilidade faculta o acompanhamento e a comparação tanto da evolução da pobreza de cada um dos três grupos *j* – pretos, pardos e brancos – quanto da contribuição de cada grupo para o total do conjunto.

$$P_{\alpha z} = \sum_{j=1}^{3} P_{\alpha z j} \frac{N_j}{N} \,. \tag{10}$$

Neste ponto, está elucidado todo o instrumental necessário para descrever a evolução da pobreza de 2004 a 2014: um conjunto de indicadores para medir a incidência, a intensidade e a desigualdade da pobreza de cada grupo, que permite comparar suas magnitudes e tendências, e também a contribuição de cada grupo para a pobreza no Brasil. No entanto, os indicadores não são suficientes para responder à pergunta central deste trabalho, se pretos e pardos se beneficiaram mais da redução de pobreza no período, com a consequente diminuição da desigualdade em relação aos brancos.

Ao definir o problema como "escapar à pobreza", em vez de "amenizá-la", o indicador implicado é a taxa de pobreza. Para analisar se a desigualdade racial nas taxas de pobreza dos três grupos está diminuindo, há duas abordagens que praticamente se impõem: a do risco relativo e a da razão entre chances. O risco de os membros de um grupo serem pobres é igual à frequência relativa de pobres no grupo, enquanto a chance é igual à razão entre a quantidade de pobres e a de não pobres no grupo. Para calcular o risco relativo, ou a razão entre chances, é preciso estabelecer um grupo de referência. Neste trabalho, a estatística de associação escolhida é a razão entre chances: a chance de pretos e pardos comparada por divisão à dos brancos, o grupo de referência.

A razão entre chances é uma estatística da intensidade e do sentido da associação entre variáveis amplamente utilizadas. A chance deriva da contagem de vezes que um evento ocorre, como a probabilidade, mas em vez de ser dimensionada ao total, é dimensionada em relação à contagem de não ocorrências. Quando a moeda lançada cem vezes resulta em cinquenta caras, a probabilidade é 50/100 = 0,5; a chance de dar cara é 50/50 = 1. Se a taxa de pobreza é de 25%, a chance de encontrar um pobre é de um terço, pois na população há um pobre para cada três não pobres; o grupo de não pobres é três vezes maior que o de pobres.

Organizando uma tabela de frequências cruzadas, torna-se fácil calcular as chances e suas razões (tabela 1). As razões entre chances capturam todas as associações da tabela, suas intensidades e seus sentidos. Em uma tabela com j linhas e k colunas, o número de razões entre chances distintas é $(j - 1)(k - 1)$, ou seja, as associações entre as categorias das variáveis de uma tabela de formato três por dois podem ser representadas por duas razões entre chances.[13]

TABELA 1
Razões entre chances

Grupo	Não pobres	Pobres	Total
Brancos	f_{11}	f_{12}	$f_{1\cdot}$
Pretos	f_{21}	f_{22}	$f_{2\cdot}$
Pardos	f_{31}	f_{32}	$f_{3\cdot}$
Total	$\boldsymbol{f_{\cdot 1}}$	$\boldsymbol{f_{\cdot 2}}$	$\boldsymbol{N}$

Elaboração do autor.

As razões entre chances de ser pobre O, fixando os brancos como categoria de referência, são representadas da seguinte maneira:

$$O_{pretos} = \left(\frac{f_{11}f_{22}}{f_{21}f_{12}}\right) \text{ e } O_{pardos} = \left(\frac{f_{11}f_{32}}{f_{31}f_{12}}\right). \tag{11}$$

As duas razões entre chances (equação 11), calculadas para diversas linhas, permitem responder se há desigualdade racial na pobreza. A ausência dessa desigualdade, por exemplo, implicaria razões entre chances iguais a 1 (ou muito próximas a 1). Acompanhando a evolução da magnitude das razões de 2004 a 2014, pode-se verificar se houve diminuição da desigualdade racial de oportunidades de escapar à pobreza. Outra questão que pode ser abordada é se há desigualdade entre pretos e pardos nessas chances.

São três, portanto, as hipóteses a serem testadas com base nas razões entre chances.

1) Existe desigualdade racial na pobreza.
2) Essa desigualdade diminuiu no período 2004-2014.
3) Existe desigualdade entre pretos e pardos.

13. Sobre as razões entre chances na análise de dados categóricos e sua interpretação e uso em regressões logísticas – como o modelo *logit* – ver Powers e Xie (2000), Liao (1994) ou Christensen (1993).

Testar a primeira hipótese envolve rejeitar a hipótese nula de ausência de desigualdade racial na pobreza. Para tanto, é suficiente calcular o intervalo de confiança das chances de pretos e pardos relativas à dos brancos, que não pode incluir 1. A hipótese nula implícita na segunda é de estagnação da desigualdade racial, de não haver diferença entre o nível em 2004 e 2014. Para rejeitá-la, para pretos e pardos, calcula-se um teste da diferença dos logaritmos das razões entre chances de 2014 e 2004. Finalmente, para rejeitar a hipótese nula de ausência de desigualdade entre pretos e pardos na terceira, calcula-se um teste da diferença das suas razões em relação aos brancos.

Para simplificar os cálculos, os testes são feitos com o logaritmo da razão entre chances, que possui distribuição aproximadamente normal para grandes amostras. Para o cálculo do valor crítico, que permite decidir pela rejeição da hipótese nula de que a diferença é igual a zero, os testes exigem o cálculo dos erros-padrão *SE* dos logaritmos das razões entre chances *O*.

$$z = \frac{ln(O_a) - ln(O_b)}{\sqrt{SE_a^2 + SE_b^2}}. \tag{12}$$

Embora o cálculo do erro-padrão do logaritmo da razão entre chances seja fácil quando os dados resultam de amostragem aleatória simples, a PNAD tem um desenho amostral complexo que deve ser levado em consideração, tornando o cálculo dos erros uma tarefa complicada. Felizmente, há equivalência direta da abordagem escolhida com um modelo *logit* simples, com duas variáveis independentes dicotômicas *D* identificando pretos e pardos. A constante do modelo é o logaritmo natural da chance de ser pobre dos brancos, e os outros parâmetros são os logaritmos das razões entre chances (equação 11).

$$ln\left(\frac{H_j}{1-H_j}\right) = ln\left(\frac{f_{12}}{f_{11}}\right) + ln\left(\frac{f_{11}f_{22}}{f_{21}f_{12}}\right) D_{pretos} + ln\left(\frac{f_{11}f_{32}}{f_{31}f_{12}}\right) D_{pardos}. \tag{13}$$

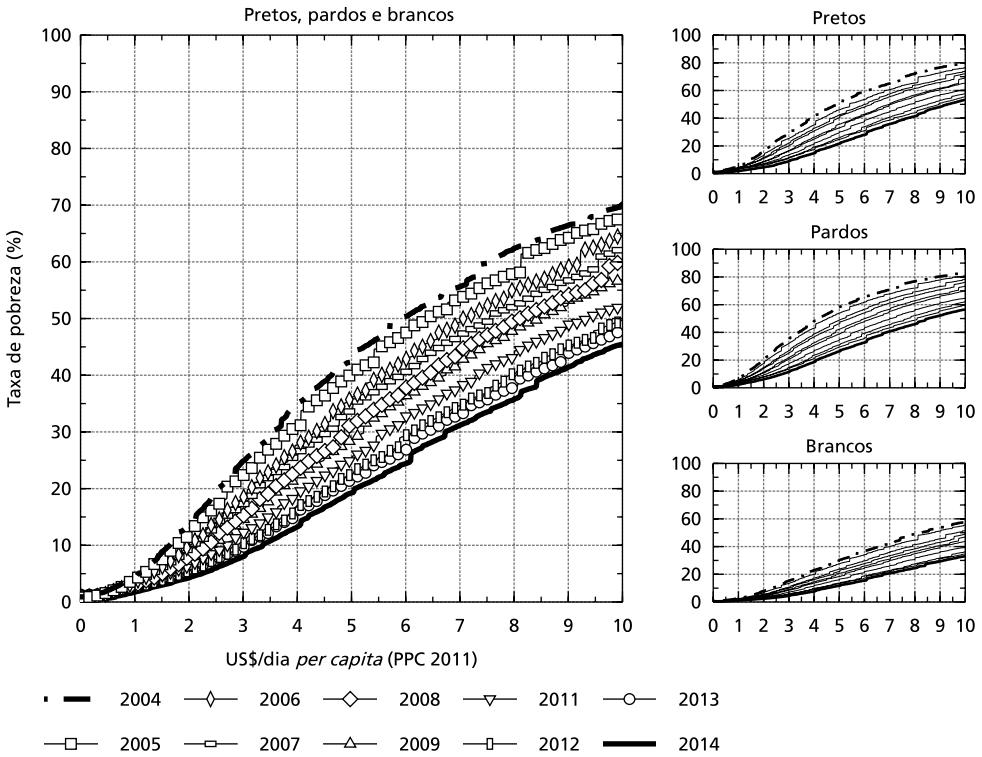
Logo, pode-se usar um pacote de estatística para ajustar o modelo (equação 13) e obter rapidamente o erro-padrão das *log*-razões entre chances levando em consideração o número de graus de liberdade do desenho amostral complexo da PNAD. Os modelos foram ajustados para o conjunto de linhas de pobreza de US$ 0,50 a US$ 10,00 em incrementos de US$ 0,05.[14]

14. Usando o comando *survey* do pacote estatístico Stata. Note-se que, ao usar este comando, os modelos *logit* para as linhas de pobreza abaixo de US$ 0,50 não convergem, bem como para algumas linhas de pobreza mais elevadas. Todavia, a falta dessas linhas não prejudica a análise.

4 RESULTADOS

O primeiro indicador apresentado é a taxa de pobreza, P_0. Para o conjunto de pretos, pardos e brancos, a taxa decresceu para todas as linhas de pobreza consideradas (gráfico 1). O mesmo ocorreu para pretos, pardos e brancos considerados separadamente. No entanto, o nível das taxas de pobreza dos brancos é consideravelmente mais baixo. Em 2014, a curva das taxas de pretos e pardos era apenas ligeiramente melhor que a dos brancos em 2004. Entre pretos e pardos também se observa uma pequena diferença de nível em prejuízo dos pardos para a maior parte das linhas.

GRÁFICO 1
Brasil: taxa de pobreza (P_0) – pretos, pardos e brancos (2004-2014)

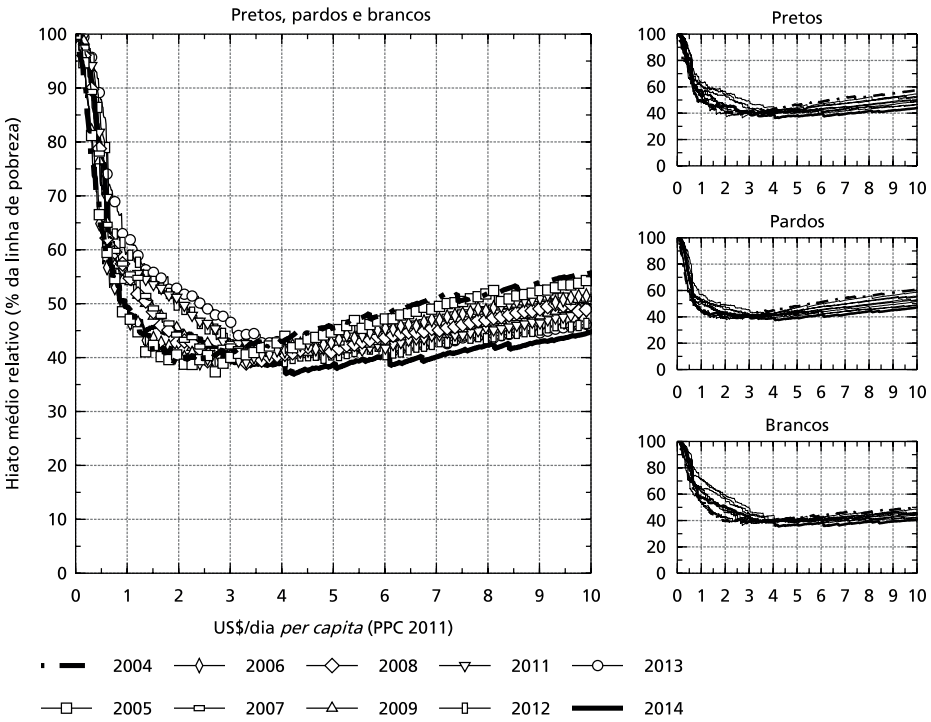


Fonte: Microdados da PNAD/IBGE.

Já o hiato de pobreza dos pobres como proporção da linha de pobreza, *G*, tem um comportamento bem diferente (gráfico 2). Para as linhas mais baixas, o hiato é bem maior, pois quanto mais baixa a linha, maior a presença relativa de pessoas sem renda (renda zero). Para a linha de US$ 0,10, o hiato é quase igual a 100%, pois a maior parte

dos pobres que essa linha delimita não tem renda. Por conta disso, 2013, um ano no qual muitos domicílios amostrados não tinham renda, aparece como o de maior hiato para linhas cujo valor vai de US$ 1,00 a pouco menos que US$ 4,00. Para as linhas acima de US$ 4,00, a influência daqueles sem renda sobre a média dos pobres diminui, e o hiato decresce anualmente como a taxa de pobreza.

GRÁFICO 2
Brasil: hiato médio relativo – pretos, pardos e brancos (2004-2014)



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE.

A variação no tempo e segundo as linhas de pobreza do hiato de cada grupo segue o padrão do conjunto. Porém, o hiato dos brancos é consideravelmente menor que o de pretos e pardos para linhas mais altas, acima de US$ 4,00. Ou seja, ao se considerar linhas mais altas, brancos vivem a pobreza com menos intensidade que pretos e pardos. Porém, nas linhas mais baixas, a diferença não é tão grande, nem muito definida, por conta da maior presença de brancos entre os sem renda.

Como visto, nem todos os grupos domésticos amostrados sem renda são pobres. A situação de alguns é muito boa, e a ausência pode se dever não apenas ao período,

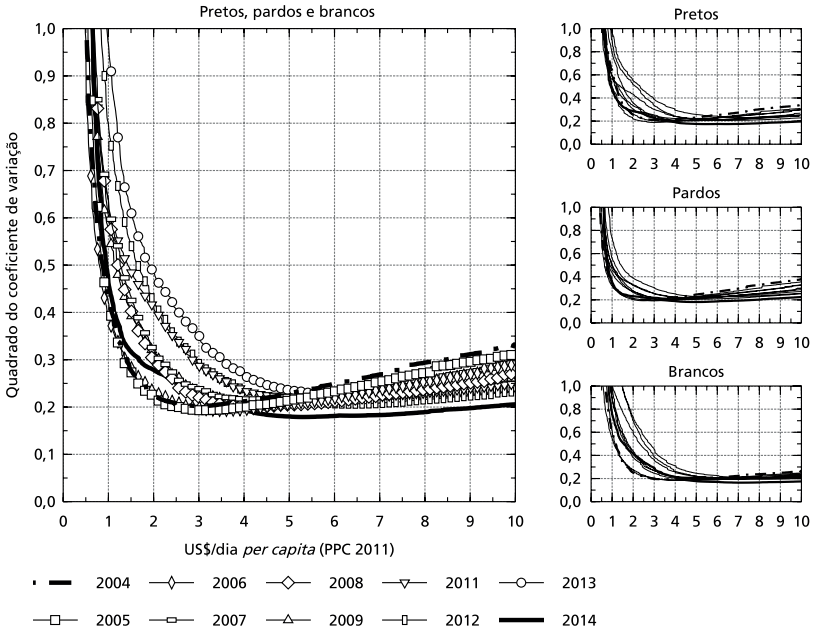
mas também à forma da captação da renda pela PNAD. Se, por exemplo, um jovem estudando em outra cidade é sustentado pela família, que paga diretamente o aluguel de um apartamento e a conta de um cartão usado para as despesas, este jovem não tem renda, mas não deveria ser considerado pobre. Outras situações em que a pobreza dos sem renda é questionável podem ocorrer. Assim, ao extrair a informação de pobreza para as linhas mais baixas, é preciso ter em mente a contaminação dos dados pelo ruído ocasionado pelos grupos domésticos momentaneamente sem renda.

A presença de muitas pessoas com renda zero influencia não apenas o hiato, mas também a medida de desigualdade entre os pobres (gráfico 3). Se há apenas uma pessoa com renda num grupo de pessoas sem renda, a desigualdade atinge o nível máximo, o limite superior do indicador. Para linhas muito baixas, por haver poucas pessoas com renda entre os ultrapobres, a desigualdade tende a ser muito elevada. Embora o padrão seja semelhante ao do hiato, com a queda da desigualdade de renda entre os pobres de 2004 para 2014 bem delineada para as linhas mais altas, as transições de ano para ano não ocorrem da mesma forma. A influência dos que possuem renda zero é mais forte na medida de desigualdade: 2013 é mais desigual que 2012; e, para as linhas acima de US$ 4,00, 2014 é bem menos desigual que todos os outros anos.

O indicador P_1, que sintetiza a incidência e a intensidade da pobreza, todavia, relativiza as variações do hiato devidas aos grupos domésticos sem renda observadas no gráfico 2, oferecendo, literalmente, uma visualização mais suave da variação da pobreza segundo as linhas e os anos (gráfico 4). Segundo P_1, a pobreza cai anualmente para a maior parte das linhas. Para as linhas muito baixas nem sempre há queda de um ano para outro, e 2013 foi um ano ruim por conta do aumento substantivo dos sem renda. Para as linhas acima de US$ 1,00, quanto mais recente o ano, menor a taxa de pobreza, e também P_1 e P_2. No entanto, alguns períodos se destacam pela redução mais intensa, como 2005-2006 e 2007-2008. A despeito da ausência da sequência de 2010, é possível observar que a redução da pobreza ocorreu de forma cíclica, com anos de maior redução sucedidos por anos de menor redução.

GRÁFICO 3

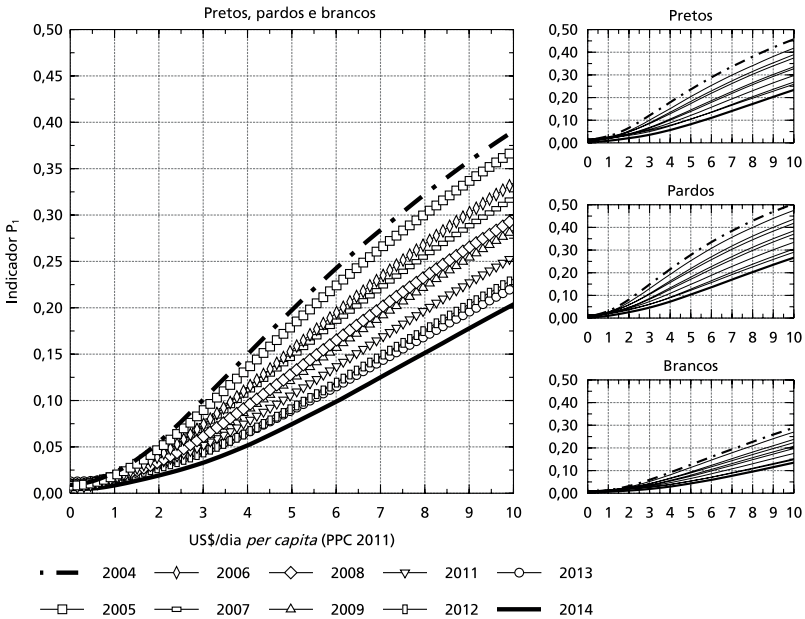
Brasil: desigualdade de renda – pretos, pardos e brancos (2004-2014)



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE.

GRÁFICO 4

Brasil: intensidade da pobreza (P_1) – pretos, pardos e brancos (2004-2014)

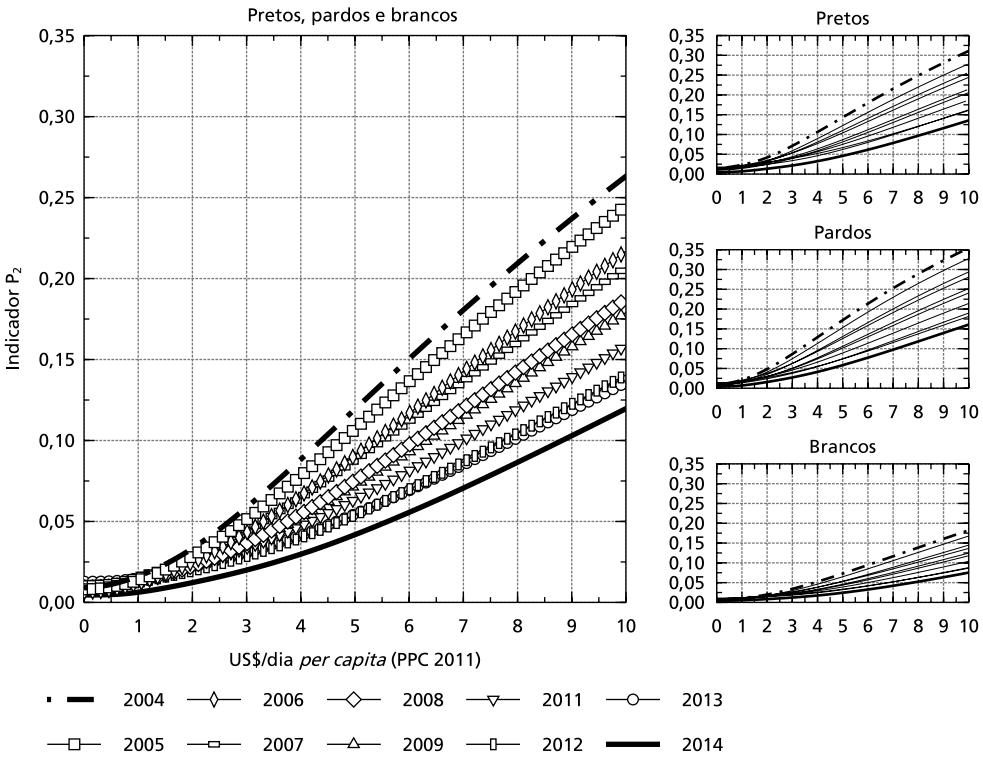


Fonte: Microdados da PNAD/IBGE.

No que toca à desigualdade racial, o padrão de P_1 é o mesmo da taxa de pobreza, com os pretos e pardos alcançando em 2014 níveis próximos, todavia piores, aos ostentados pelos brancos em 2004. Também segundo este indicador os pardos são ligeiramente mais pobres que os pretos.

O padrão de um ano de grande redução de pobreza seguido por um de menor redução fica ainda mais delineado na representação da variação de P_2 segundo as linhas de pobreza e os anos (gráfico 5). No mais, o P_2, que sintetiza a incidência da pobreza na sociedade, com a intensidade e a desigualdade da pobreza, oferece as mesmas conclusões que os demais indicadores.

GRÁFICO 5
Brasil: indicador de pobreza P_2 – pretos, pardos e brancos (2004-2014)



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE.

Resumindo, a análise da variação dos indicadores P_0, P_1 e P_2 delineia a redução anual da pobreza de 2004 a 2014 para pretos, pardos e brancos, com persistência da desigualdade racial. Os indicadores de pretos e pardos em 2014 eram da mesma ordem

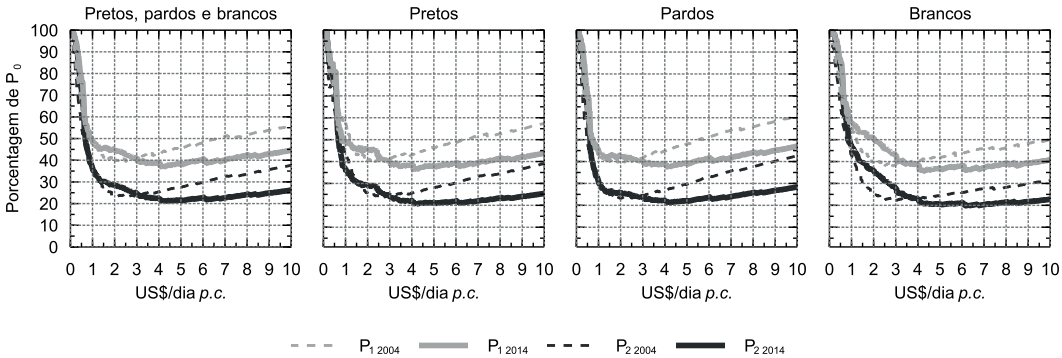
de grandeza que os dos brancos em 2004. Os indicadores de pobreza dos pardos, por sua vez, se mostraram sempre ligeiramente piores que os dos pretos. Essas conclusões valem para todas as linhas de pobreza, de US$ 0,10 a US$ 10,00 *per capita* por dia.

A distância de P_1 e P_2 a P_0 qualifica o tanto que a renda média e a desigualdade da sua distribuição entre os pobres amenizam a pobreza. Na situação extrema em que a renda média dos pobres é zero, os três indicadores se igualam. Se ao menos um pobre tem renda, a pobreza é menos pior, ou mais amena, que na situação extrema. Logo, quanto menores P_1 e P_2 como porcentagem de P_0, menos pior é a pobreza. Na situação extrema, a pobreza é 100% ruim. No extremo oposto, quando o hiato de pobreza se aproxima de zero (a partir de certo nível a desigualdade entre os pobres obrigatoriamente o acompanha), ela chega ao nível menos ruim, podendo chegar perto de ser 0% ruim, mas só deixa de ser ruim quando é erradicada.

A comparação desses indicadores permite, portanto, avaliar se, independentemente do nível, a pobreza se tornou mais ou menos amena para os que permaneceram, ou se tornaram, pobres. O gráfico 6 mostra, para o conjunto e os três grupos, em 2004 e 2014, a distância de P_1 e P_2 a P_0. Para as linhas mais baixas, a presença relativamente maior de pessoas sem renda deixa os indicadores bem próximos: a pobreza é péssima e praticamente não há mudança de 2004 a 2014. No intervalo de, aproximadamente, US$ 1,00 a US$ 3,00, a pobreza piorou para todos, mas, surpreendentemente, piorou mais para os brancos e quase nada para pardos. Para as linhas acima de US$ 3,00, a pobreza estava menos pior em 2014. Em 2004, a qualidade da pobreza ia se deteriorando ao tomar linhas mais elevadas. Para P_2, isso continuava a acontecer em 2014, a despeito da melhoria. Para P_1, contudo, essa tendência se tornou bem menos pronunciada para pretos e brancos, com o indicador estacionando em 40% da taxa de pobreza.

Passando à decomposição dos indicadores de pobreza no início e no fim do período, convém recordar que se não houvesse desigualdade a contribuição do indicador de cada grupo para a desigualdade total seria igual à sua fração da população. Ou seja, em uma sociedade na qual todos os grupos participem igualmente na pobreza, se 50% da população é branca, 50% dos pobres são brancos.

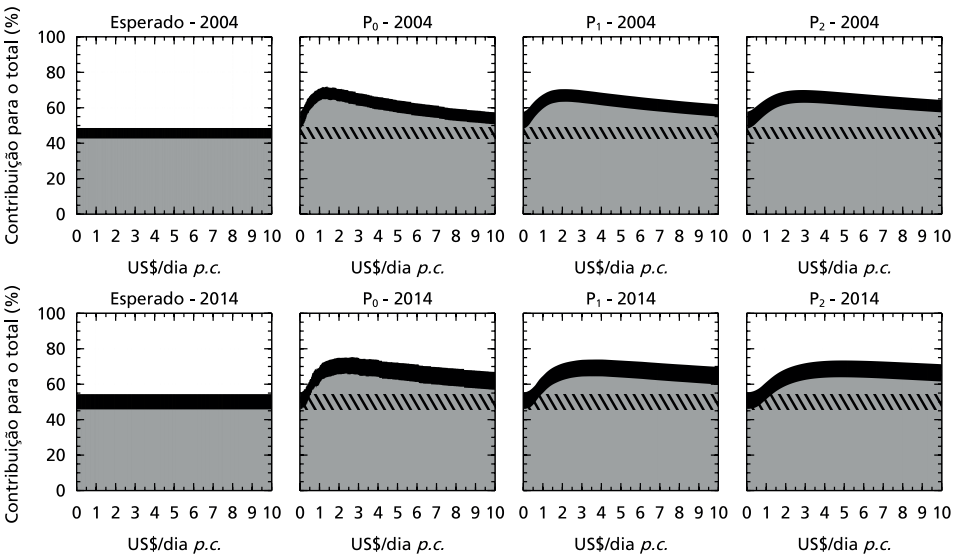
GRÁFICO 6
Brasil: P_1 e P_2 comparados a P_0 – pretos, pardos e brancos (2004 e 2014)



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE.

Todavia, isso não é o que ocorre no Brasil. No gráfico 7, a linha branca tracejada mostra onde deveria começar a área branca em cada subgráfico se não houvesse desigualdade; o mesmo para a linha preta. A faixa preta nos gráficos deveria ser paralela ao eixo horizontal e ocupar exatamente a área tracejada, como nos subgráficos à esquerda, que mostram a contribuição esperada na ausência de desigualdade racial da pobreza. O tanto que as áreas de pretos e pardos ultrapassam a área tracejada é a sua contribuição adicional para a taxa nacional, devido à pobreza relativamente maior que a dos brancos.

GRÁFICO 7
Brasil: decomposições dos indicadores de pobreza – pretos, pardos e brancos (2004 e 2014)



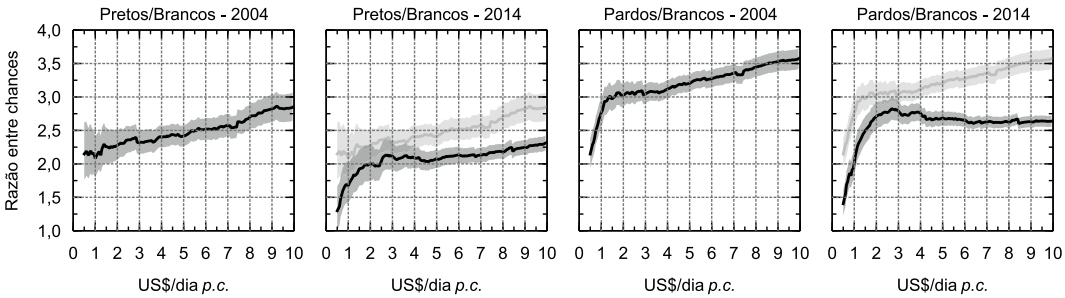
Fonte: Microdados da PNAD/IBGE.

A decomposição revela que a contribuição dos brancos para a pobreza é menor que a esperada (sua fração da população). Essa contribuição cresce um pouco com o valor da linha; a exceção são as linhas de pobreza extremamente baixas, menos de US$ 0,25, à esquerda, para as quais a contribuição dos brancos é quase a esperada. Porém, essa exceção apenas indica que o conjunto dos grupos domésticos sem rendimento nos períodos de captação da pesquisa não tem viés racial substantivo (justamente por ser composto, também, por grupos domésticos que não são pobres).

É muito difícil avaliar em que medida teria havido redução da desigualdade racial da pobreza a partir da decomposição (gráfico 7), por conta das mudanças nas frações da população de cada grupo. Ou seja, embora a área branca diminua nos gráficos de 2014 em relação aos de 2004, também diminuiu a proporção de brancos na população, que é o valor esperado da sua contribuição.

Comparando as razões entre chances obtidas a partir dos modelos *logit* (equação 13), contudo, é possível constatar que tanto para pretos quanto para pardos não houve apenas redução da pobreza, mas também da desigualdade de oportunidades de escapar da pobreza, em relação aos brancos. No gráfico 8, o primeiro resultado relevante das razões entre chances estimadas pelos modelos é estarem todas acima de um. No gráfico, as áreas sombreadas delimitam o intervalo de confiança de 95% das estimativas. No entanto, para todos os pontos representados nos subgráficos de pretos e pardos, de 2004 e 2014, o *p*-valor reportado é sempre menor que 0,001. Pode-se, portanto, rejeitar a hipótese nula de inexistência de desigualdade racial da pobreza para qualquer nível convencional de significância.

GRÁFICO 8
Brasil: razões entre as chances de ser pobre – pretos, pardos e brancos (2004 e 2014)

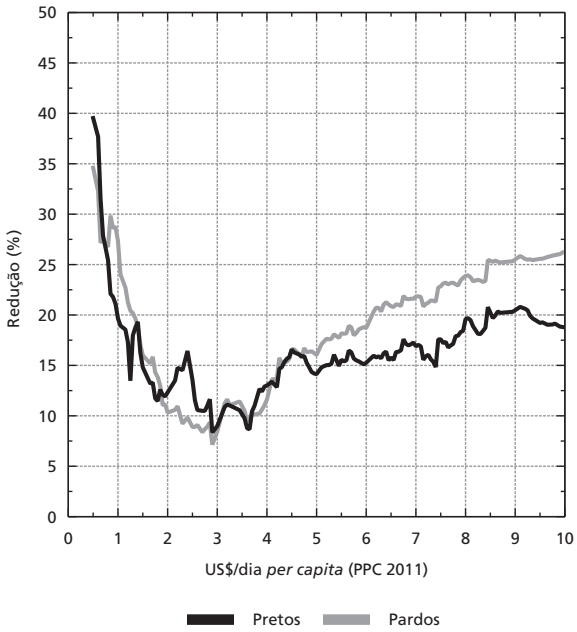


Fonte: Microdados da PNAD/IBGE.

Ainda no gráfico 8, nos subgráficos com as razões de 2014, a série correspondente de 2004 foi representada de forma esmaecida. Nota-se que a série de 2004 está sempre acima da série de 2014, evidenciando a redução da desigualdade racial da pobreza. A despeito de haver certa sobreposição dos intervalos de confiança para algumas linhas, os testes da diferença entre as razões dos dois anos para pretos e pardos geram valores críticos que permitem rejeitar a hipótese nula de não redução da desigualdade racial da pobreza para qualquer nível convencional de significância,[15] e para qualquer uma das linhas de pobreza.

No gráfico 9, observa-se que a intensidade da redução da desigualdade racial varia com as linhas de pobreza. Para as linhas abaixo de US$ 1,00, a desigualdade caiu de 20% a 40%. Para as linhas em torno de US$ 3,00, a queda foi menor, em torno de 10%. De US$ 4,00 em diante, nota-se maior redução da desigualdade entre pardos e brancos: enquanto para os pretos a redução da desigualdade em relação aos brancos fica entre 10% e 20%, para os pardos, essa redução é superior a 20% a partir de US$ 6,00 *per capita* diários.

GRÁFICO 9
Brasil: redução das razões entre as chances de ser pobre – pretos e pardos (2004 a 2014)

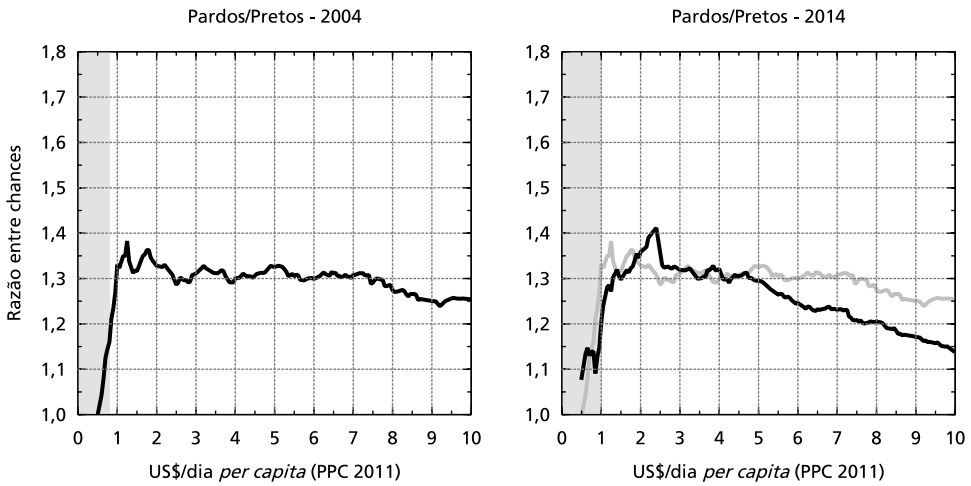


Fonte: Microdados da PNAD/IBGE.

15. Todos os *p*-valores menores que 0,001.

No gráfico 10, as sequências de pretos e pardos de cada ano são comparadas para verificar a existência de desigualdade nas chances de sucumbir à pobreza. Para as linhas mais baixas, até US$ 0,80 em 2004 e US$ 1,00 em 2014, o teste de diferenças entre as razões não permite rejeitar a hipótese nula de igualdade entre pretos e pardos a 0,05 de significância (área cinza); mas para todas as outras linhas a rejeição é possível para qualquer nível convencional de significância. Nota-se que, a partir de US$ 1,00, em 2004, a chance de pardos serem pobres era aproximadamente 1,3 vez maior que a chance dos pretos. Em 2014, o padrão mudou, com a desigualdade entre pretos e pardos atingindo um pico próximo a US$ 2,50, depois reduzindo-se bastante, em comparação a 2004, a partir de US$ 4,80.

GRÁFICO 10
Brasil: razões entre as chances de ser pobre – pardos em relação a pretos (2004 e 2014)



Fonte: Microdados da PNAD/IBGE.

5 RESUMO DAS EVIDÊNCIAS

De forma resumida, a análise dos dados da PNAD de 2004 a 2014 revelou que para todas as linhas de pobreza, de US$ 0,10 a US$ 10,00 *per capita* por dia:

- P_0, P_1, e P_2 delineiam a redução da pobreza de 2004 a 2014, para o conjunto e para pretos, pardos e brancos;
- segundo P_1 e P_2, a queda foi cíclica com anos de maior intensidade intercalados com anos de menor intensidade;

- a desigualdade racial da pobreza é persistente – os indicadores de pretos e pardos em 2014 eram da mesma ordem de grandeza que os dos brancos em 2004, e sua contribuição para a pobreza do conjunto sempre foi superior à esperada em função da sua fração da população;
- a despeito da persistência, houve redução da desigualdade racial da pobreza de 2004 a 2014; e
- os indicadores de pobreza dos pardos revelam uma maior propensão à pobreza em relação aos pretos.

Esses resultados valem para todas as linhas, mas sua magnitude é variável. No que toca a linhas mais baixas, viu-se que o ruído aportado pela presença dos grupos domésticos com renda zero perturba bastante os indicadores. Quanto mais baixa a linha, maior o ruído. Embora para o hiato e a desigualdade entre os pobres a influência dos sem renda seja visível até para linhas mais elevadas, a situação é particularmente ruim para linhas muito baixas, de até US$ 1,00. A análise da desigualdade racial da pobreza, em especial, fica bastante prejudicada pela presença bem maior dos brancos entre os sem renda, provavelmente levando à subestimação dessa desigualdade.

Em alguns anos, o aumento das famílias com renda zero pode mais que dobrar a pobreza para linhas muito baixas. Ou seja, embora comparando 2004 e 2014 a pobreza tenha caído para todas as linhas, no meio do período há intervalos em que ela subiu um pouco para linhas de baixo valor. Mas excetuando-se essas linhas, extremamente influenciadas pela presença de grupos domésticos sem renda, houve queda da pobreza para o conjunto e para cada um dos três grupos em todos os anos do período.

Para linhas na faixa de US$ 1,00 a US$ 4,00, a redução na desigualdade racial da pobreza foi menor que para linhas mais elevadas. Nesta faixa, apesar da redução nas taxas de pobreza, houve deterioração na sua qualidade, com aumento do hiato e da desigualdade de renda entre os pobres pretos e brancos que entraram na pobreza ou permaneceram pobres, mas não entre os pardos nessas situações.

Na faixa de linhas de pobreza acima de US$ 4,00, a queda da desigualdade racial da pobreza foi bem mais acentuada, e a partir de US$ 5,00, sendo maior para pardos, o que levou à redução da desigualdade nas chances de ser pobre não somente em relação aos brancos, mas também dos pardos relativamente aos pretos.

6 CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho foi descrever a evolução, de 2004 a 2014, da pobreza de pretos, pardos e brancos e investigar se teria havido redução da desigualdade racial da pobreza, concomitantemente à já conhecida redução da pobreza no período. Para tanto, foram apresentados os principais indicadores da incidência, da intensidade e da desigualdade da pobreza para um amplo conjunto de linhas de pobreza – de US$ 0,10 a US$ 10,00 diários por pessoa pelo fator PPC –, suas decomposições, e analisaram-se as chances de pretos, pardos e brancos serem pobres. A queda da pobreza de 2004 a 2014, no conjunto, e, separadamente, entre pretos, pardos e brancos, como se antecipava, foi efetivamente caracterizada para todas as linhas.

A principal conclusão deste trabalho é que a queda foi maior entre pretos e pardos que entre brancos, o que levou à diminuição da desigualdade racial da pobreza. Embora tenha diminuído, ela continua elevadíssima. Em 2014, o nível dos indicadores de pobreza de pretos e pardos era quase igual ao dos brancos em 2004, quando, na média das linhas de pobreza consideradas, pretos tinham chance 2,5 vezes maior de serem pobres que os brancos; e a chance dos pardos era 3,2 vezes maior. Em 2014, a chance de pretos serem pobres ainda era 2,1 vezes maior que a dos brancos, enquanto a dos pardos permanecia alta, 2,6 vezes maior.

Convém lembrar que, neste trabalho, não foram investigadas as causas da redução da desigualdade racial da pobreza, portanto não é possível concluir, por exemplo, que teriam diminuído as consequências do racismo, do preconceito e da discriminação sobre o bem-estar de pretos e pardos. Parte da redução observada pode até se dever a isso, mas outros fenômenos certamente contribuíram, como o desempenho do mercado de trabalho, a valorização do salário mínimo, a expansão das transferências de renda da proteção social não contributiva – como as do PBF –, as mudanças demográficas, o aumento do nível educacional dos trabalhadores e a diminuição das desigualdades regionais.

REFERÊNCIAS

ALKIRE, S.; FOSTER, J. **Counting and multidimensional poverty measurement**. Oxford: University of Oxford, 2008. (OPHI Working Paper, n. 7). Disponível em: <https://ophi.org.uk/working-paper-number-07/>.

CALIXTRE, A.; VAZ, F. **PNAD 2014**: breves análises. Brasília: Ipea, 2015. (Nota Técnica, n. 22). Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/6777/1/Nota_n22_pnad_2014.pdf>.

CHRISTENSEN, R. **Log-linear models**. New York: Springer, 1993.

COURSEIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 897). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4435>.

COWELL, F. A. **Measuring inequality**. London: Oxford University Press, 2000.

FIELDS, G. **Distribution and development**: a new look at the developing world. New York: Russel Sage Foundation, 2001.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, New York, v. 52, n. 3, p. 761-776, 1984. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1913475?seq=1#metadata_info_tab_contents>.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Características étnico-raciais da população**: um estudo das categorias de classificação de cor ou raça – 2008. Rio de Janeiro: IBGE, 2011.

_____. **Síntese de indicadores sociais**: uma análise das condições de vida da população brasileira – 2015. Rio de Janeiro: IBGE, 2015. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv95011.pdf>.

KAKWANI, N. Inequality, welfare and poverty: three interrelated phenomena. *In*: SILBER, J. **Handbook on income inequality measurement**. New York: Springer, 1999.

LIAO, T. F. **Interpreting probability models**: logit, probit and other generalized linear models. London: SAGE Publications, 1994.

MEDEIROS, M. **Medidas de desigualdade e pobreza**. Brasília: Editora UnB, 2012.

MEDICI, A. C. A mensuração da subjetividade: notas sobre a variável renda nas PNADs. *In*: SAWYER, D. O. (Org.). **PNADs em foco**: anos 80. Belo Horizonte: ABEP, 1988. Disponível em: <http://www.abep.org.br/publicacoes/index.php/livros/article/view/102>.

OSORIO, R. G. **O sistema classificatório de cor ou raça do IBGE**. Brasília: Ipea, 2003. (Texto para Discussão, n. 996). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_0996.pdf>.

_____. **A desigualdade racial de renda no Brasil**: 1976-2006. 2009. Tese (Doutorado) – Departamento de Sociologia, Universidade de Brasília, Brasília, 2009. Disponível em: <http://repositorio.unb.br/handle/10482/4274>.

_____. A classificação racial do IBGE revisitada. *In*: PETRUCCELLI, J. L.; SABOIA, A. L. (Org.). **Características étnico-raciais da população**: classificações e identidades. Rio de Janeiro: IBGE, 2013. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv63405.pdf>.

PETRUCCELLI, J. L.; SABOIA, A. L. (Org.). **Características étnico-raciais da população**: classificações e identidades. Rio de Janeiro: IBGE, 2013. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv63405.pdf>.

POWERS, D.; XIE, Y. **Statistical methods for categorical data analysis**. San Diego: Academic Press, 2000.

ROCHA, S. **A investigação do rendimento na PNAD**: comentários e sugestões à pesquisa nos anos 2000. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 899). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_0899.pdf>.

SEN, A. Poverty: an ordinal approach to measurement. **Econometrica**, New York, v. 44, n. 2, p. 219-231, 1976. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1912718?origin=JSTOR-pdf&seq=1#metadata_info_tab_contents>.

_____. **Poverty and famines**: an essay on entitlement and deprivation. Geneva: Oxford University Press, 1981. Disponível em: <https://www.prismaweb.org/nl/wp-content/uploads/2017/06/Poverty-and-famines%E2%94%82Amartya-Sen%E2%94%821981.pdf>.

SENKEVICS, A. A. S.; MACHADO, T. de S.; OLIVEIRA, A. S. de. **A cor ou raça nas estatísticas educacionais**: uma análise dos instrumentos de pesquisa do Inep. Brasília: Inep/MEC, 2016. (Textos para Discussão, n. 41). Disponível em: <http://portal.inep.gov.br/informacao-da-publicacao/-/asset_publisher/6JYIsGMAMkW1/document/id/494022>.

SOARES, S. S. D. **Metodologias para estabelecer a linha de pobreza**: objetivas, subjetivas, relativas, multidimensionais. Rio de Janeiro: Ipea, 2009. (Texto para Discussão, n. 1381). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1381.pdf>.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Assessoria de Imprensa e Comunicação

EDITORIAL

Coordenação
Reginaldo da Silva Domingos

Supervisão
Carlos Henrique Santos Vianna

Revisão
Carlos Eduardo Gonçalves de Melo
Elaine Oliveira Couto
Lis Silva Hall
Mariana Silva de Lima
Marlon Magno Abreu de Carvalho
Vivian Barros Volotão Santos
Bruna Oliveira Ranquine da Rocha (estagiária)
Bárbara Coutinho Ornellas (estagiária)
Laysa Martins Barbosa Lima (estagiária)

Editoração
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Mayana Mendes de Mattos
Vinícius Arruda de Souza (estagiário)

Capa
Danielle de Oliveira Ayres
Flaviane Dias de Sant'ana

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

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

Livraria Ipea

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

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

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

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 DA
ECONOMIA

PÁTRIA AMADA
BRASIL
GOVERNO FEDERAL

ISSN 1415-4765