

Barbosa, Rogério J.; Pedro H. G. Ferreira de Souza; Soares, Sergei

Working Paper

Distribuição de renda nos anos 2010: Uma década perdida para desigualdade e pobreza

Texto para Discussão, No. 2610

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Barbosa, Rogério J.; Pedro H. G. Ferreira de Souza; Soares, Sergei (2020) : Distribuição de renda nos anos 2010: Uma década perdida para desigualdade e pobreza, Texto para Discussão, No. 2610, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, <https://doi.org/10.38116/td2610>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/240804>

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.

2610

**DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NOS
ANOS 2010: UMA DÉCADA PERDIDA
PARA DESIGUALDADE E POBREZA**

TEXTO PARA DISCUSSÃO

**Rogério J. Barbosa
Pedro H. G. Ferreira de Souza
Sergei S. D. Soares**



DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NOS ANOS 2010: UMA DÉCADA PERDIDA PARA DESIGUALDADE E POBREZA

Rogério J. Barbosa¹
Pedro H. G. Ferreira de Souza²
Sergei S. D. Soares³

1. Pesquisador do Centro de Estudos da Metrópole na Universidade de São Paulo (USP). *E-mail*: <antrologos@gmail.com>. O autor agradece à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp) pelo apoio para realização desta pesquisa (Processo nº 2018/13863-0).

2. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (Disoc) do Ipea. *E-mail*: <pedro.ferreira@ipea.gov.br>.

3. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais (Dinte) do Ipea. *E-mail*: <sergei.soares@ipea.gov.br>.

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

Manoel Rodrigues Junior

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

Flávia de Holanda Schmidt

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Nílo Luiz Saccaro Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura

André Tortato Rauhen

Diretora de Estudos e Políticas Sociais

Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Ivan Tiago Machado Oliveira

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação (substituto)

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

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** 2020

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

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/td2610>

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: I3; I32; D31; I38.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO: OUTRA DÉCADA PERDIDA?	7
2 FONTE DE DADOS	8
3 OS PADRÕES DE CRESCIMENTO DA RENDA DOMICILIAR <i>PER CAPITA</i>	10
4 A REVERSÃO DA QUEDA DA DESIGUALDADE	15
5 AS TENDÊNCIAS DO BEM-ESTAR	20
6 COMPONENTES DAS MUDANÇAS DISTRIBUTIVAS.....	25
7 TENDÊNCIAS E DETERMINANTES DA POBREZA NOS ANOS RECENTES.....	31
8 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	35
REFERÊNCIAS	38
APÊNDICE	39

SINOPSE

Usamos, neste trabalho, dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua) do período 2012 a 2018 para documentar como a recessão econômica de meados da década reverteu o processo de melhoria da distribuição de renda que vinha se desenrolando desde a virada do século. Desde então, a desigualdade e pobreza aumentaram, e o bem-estar agregado caiu. A renda média aumentou de 2017 a 2018, mas ainda se encontrava abaixo do nível de 2014. Mais de 80% do crescimento observado entre 2015 e 2018 ficou nas mãos dos mais ricos. De modo geral, os retrocessos trouxeram os indicadores de volta para níveis iguais ou piores aos observados no começo da década. Investigamos, por meio de análises de decomposição, as razões por trás dessa trajetória. O mercado de trabalho, que fora o motor do círculo virtuoso anterior, transformou-se no grande vilão com a crise, respondendo por 30% da piora do Gini entre 2015 e 2018. As transferências governamentais contribuíram fortemente, por ação ou inação, para a prevalência dos resultados negativos. A assistência social e o seguro-desemprego não tiveram qualquer papel substantivo para amenizar os resultados distributivos negativos do período. Já a Previdência Social contribuiu para o aumento da desigualdade, mediante um aumento nas aposentadorias daqueles no topo da distribuição. Por fim, mostramos, neste estudo, que, nos últimos anos, o comportamento das taxas de pobreza foi muito mais sensível a variações na desigualdade do que na renda média. Se não houvesse piora na desigualdade, o Brasil teria continuado avançando no combate à pobreza tanto entre 2015 e 2018 quanto no período mais longo, entre 2012 e 2018.

Palavras-chave: desigualdade; pobreza; bem-estar; renda; transferências de renda.

ABSTRACT

In this paper we analyze Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua) microdata from 2012 to 2018 to document how the mid-decade economic recession reversed the trend of pro-poor growth that dated back to the early 2000s. Since the recession, there was a rise in inequality and poverty levels and aggregate welfare decreased. While average incomes surged from 2017 to 2018 they were still below their peak in 2014. More than 80% of all income growth between 2015 and 2018 accrued to the top 5%. Most distributional statistics suggest Brazil in 2018 was either back at the same levels or even worse-off than in 2012. This paper also relies on decomposition techniques to investigate the immediate causes behind this reversal of fortune. We find

that the effects of the recession on the labor market explain a lot of the recent changes, but public transfers also played a role in distributional dynamics – either by action or inaction. Social assistance transfers and unemployment compensation failed to address rising inequality and poverty in any significant way. At the same time, Social Security contributed to surprisingly large increases in inequality due to the rise in pensions to the well-off. Finally, we show that in the past few years poverty rates were much more sensitive to changes in inequality than in average incomes. Indeed, if there were no increase inequality Brazil would have made further progress in reducing poverty even amid the recession.

Keywords: inequality; poverty; welfare; income; income transfer.

1 INTRODUÇÃO: OUTRA DÉCADA PERDIDA?

O Brasil entrou nos anos 2010 cheio de esperança com relação à evolução futura da distribuição de renda. Afinal, a primeira década do século XXI fora a melhor já vivida pelo país em termos distributivos, pelos menos de acordo com a série histórica da antiga Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Entre 2001 e 2011, a renda média das famílias cresceu mais de 30%; a desigualdade medida pelo coeficiente de Gini caiu mais de 10%; e as taxas de extrema pobreza e de pobreza recuaram, respectivamente, 4 pontos percentuais (p.p.) e 12 p.p. (Souza *et al.*, 2019). Os anos 2000 foram uma década dourada e muitos acreditávamos que esse fenômeno se repetiria durante a década seguinte.

Fomos tolos.

Os contornos gerais são bem conhecidos: ao invés de outra década dourada, o que o país viveu foi a perda de controle sobre as contas públicas, a pior recessão desde a redemocratização, um *impeachment* traumático, a eleição mais polarizada da nossa história e a recuperação econômica mais lenta que já experimentamos.

O objetivo deste texto é documentar o que aconteceu com a desigualdade, a pobreza e o bem-estar em meio a todas essas crises, e investigar as causas imediatas dos padrões encontrados. Para isso, a fim de analisarmos o período de 2012-2018, lançamos mão da PNAD Contínua. Identificamos, então, que 2015 – momento no qual a recessão atingiu a economia brasileira – foi o divisor de águas nas tendências da distribuição de renda.

Nossos resultados mostram que o período de instabilidade econômica iniciado no fim de 2014 não afetou da mesma forma os diferentes estratos de renda. Para os mais pobres, veio uma crise aguda que provocou reversão parcial dos ganhos distributivos e de bem-estar experimentados anteriormente. Esses grupos mais desfavorecidos se mantêm reféns de posições instáveis no mercado de trabalho e dependem das políticas de proteção social, que, por sua vez, chegaram até a se contrair nos anos recentes. Para os mais ricos, a tormenta foi algo episódico, concentrada principalmente em 2015, e ficou para trás rapidamente. Em 2018, a recuperação econômica já seguia a pleno vapor para o topo da distribuição de renda.

Crise, recuperação e crescimento não são fenômenos que atingem a todos do mesmo modo, mas, sim, dependem da localização de cada indivíduo na distribuição de renda. Nesse cenário, sumários das tendências centrais ou médias não descrevem bem os processos distributivos. Por essa razão, forneceremos um exame amplo das mudanças, observando o comportamento dos estratos ao longo do espectro da renda domiciliar *per capita*. Abordaremos variações no bem-estar, na desigualdade e na pobreza.

Encerrada esta introdução, apresentaremos, na seção seguinte, um resumo dos aspectos metodológicos relevantes para a compreensão do texto. Para tornar a leitura mais fluida, os pontos mais técnicos da discussão metodológica sobre indicadores e decomposições são apresentados apenas no apêndice. Na seção 3, analisamos as tendências da renda domiciliar *per capita*, avaliando os padrões de incidência e apropriação do crescimento econômico (positivo e negativo) ao longo dos estratos de renda. Na seção 4, examinamos a evolução da desigualdade propriamente dita por meio de diversos indicadores sintéticos e de análises de dominância de Lorenz. A seção 5 conjuga os resultados das duas anteriores, avaliando a evolução do bem-estar. Na seção 6, realizamos uma série de exercícios de decomposição da renda média e de indicadores de desigualdade, com vistas a compreender o comportamento das diferentes fontes da renda domiciliar. Na seção 7, por fim, procedemos a um exame mais detido sobre o comportamento da base da distribuição, na tentativa de compreender as causas que levaram ao expressivo aumento da pobreza nos anos recentes, desfazendo parte razoável dos avanços sociais anteriores.

2 FONTE DE DADOS

A amostra da PNAD Contínua é construída como um painel rotativo, em que os domicílios são visitados a cada três meses por cinco trimestres consecutivos. Informações sobre os rendimentos que não são provenientes do mercado de trabalho só são coletadas na primeira e na última entrevistas.

Nossas análises usam os microdados anuais das primeiras visitas. Trata-se de bancos de dados em *cross-section*, divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que trazem observações coletadas ao longo de todos os meses do ano. Seus pesos amostrais são recalculados para que as observações representem as

tendências médias do período observado (não sendo possível, por exemplo, realizar com esses dados análises para subperíodos, como meses ou trimestres). Fazemos uso da série histórica de 2012 a 2018, divulgada pelo IBGE em outubro de 2019.

Nossa principal variável de interesse é a renda domiciliar *per capita*. Agregados que não compartilham despesas (não parentes do responsável pelo domicílio), pensionistas, empregados(as) domésticos(as) e parentes de empregados(as) domésticos(as) foram excluídos das análises.

Em função de mudanças introduzidas no questionário da PNAD Contínua no quarto trimestre de 2015 (2015/4, na notação a seguir), agregamos os rendimentos em sete categorias, conforme o quadro 1. No caso da previdência, para lidar com arredondamentos, consideramos uma margem de erro de 5% do valor do salário mínimo (SM). Ou seja, benefícios com valor menor ou igual a 105% do SM em vigor em cada ano foram considerados transferências previdenciárias de até 1 SM.

Todos os rendimentos foram deflacionados para 2018 utilizando a planilha de deflatores fornecida pelo IBGE. Para os rendimentos habituais do trabalho, usamos o deflator CO2; para os demais, por serem rendimentos efetivos, o deflator CO2e. Nos dois casos, os deflatores incorporam diferenças regionais de custo de vida.

QUADRO 1
Brasil: componentes da renda domiciliar *per capita*

Fonte de renda	Descrição	Variáveis na PNAD Contínua
Trabalho	Rendimentos habituais de todos os trabalhos	<i>vd4019</i>
Benefício de Prestação Continuada da Lei Orgânica da Assistência Social (BPC-Loas)	Rendimentos efetivos do BPC-Loas	<i>v500911</i> (até 2015/3); <i>v5001a2</i> (desde 2015/4)
Programa Bolsa Família (PBF)	Rendimentos efetivos do PBF e Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI)	<i>v501011</i> (até 2015/3); <i>v5002a2</i> (desde 2015/4)
Benefícios trabalhistas	Rendimentos efetivos do seguro-desemprego e do seguro-defeso	<i>v500811</i> (até 2015/3); <i>v5005a2</i> (desde 2015/4)
Previdência até 1 SM	Rendimentos efetivos de aposentadorias e pensões de instituto de previdência que somam até 1 SM	<i>v500111</i> e <i>v500211</i> (até 2015/3); <i>v5004a2</i> (desde 2015/4)
Previdência acima de 1 SM	Rendimentos efetivos de aposentadorias e pensões de instituto de previdência que somam mais de 1 SM	
Outros rendimentos	Rendimentos efetivos de outros programas sociais (principalmente estaduais e municipais); rendimentos efetivos de doações e pensões alimentícias; rendimentos efetivos de aluguéis e arrendamentos; rendimentos efetivos de complementação de aposentadoria, pensão paga por caixa de assistência social, caderneta de poupança e parcerias e/ou direitos autorais	<i>v501111</i> , <i>v500511</i> , <i>v500711</i> , <i>v500611</i> , <i>v500311</i> , <i>v500411</i> , <i>v501211</i> , <i>v501311</i> (até 2015/3); <i>v5003a2</i> , <i>v5004a2</i> , <i>v5007a2</i> , <i>v5008a2</i> (desde 2015/4)

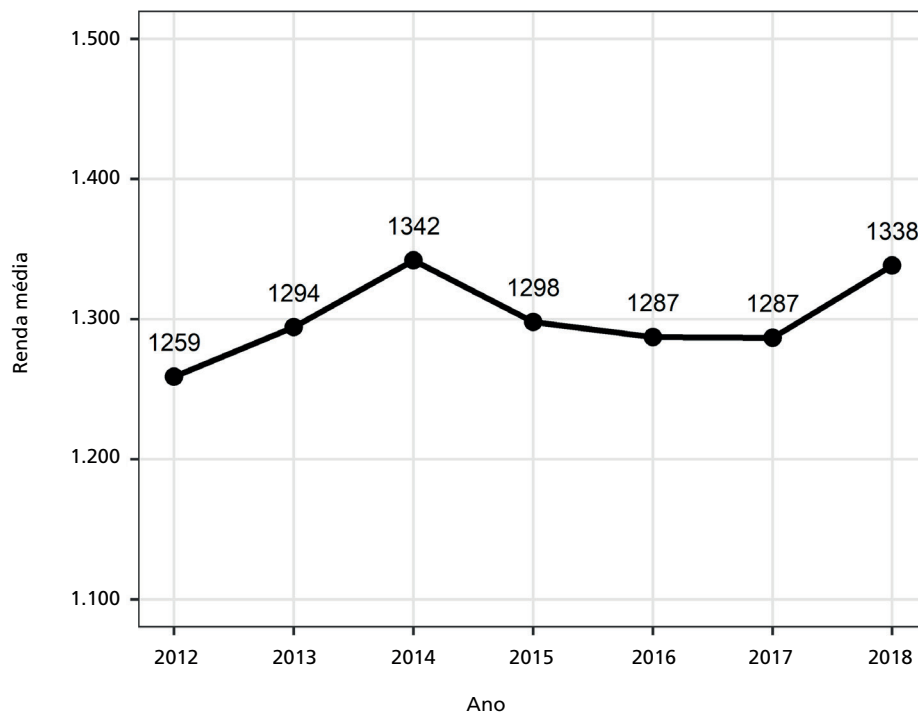
Elaboração dos autores.

3 OS PADRÕES DE CRESCIMENTO DA RENDA DOMICILIAR PER CAPITA

Em 2015, a crise atingiu em cheio as famílias brasileiras (gráfico 1). Até então, a renda média na PNAD Contínua seguia a mesma tendência de crescimento observada na antiga PNAD, aumentando 6,6% entre 2012 e 2014. Em 2015, tudo mudou: a renda média real despencou 3,3%, a maior queda da década. Nos anos seguintes, os dados mostram sobretudo estagnação, com recuo acumulado de menos de 1% entre 2015 e 2017.

Somente em 2018, três anos depois, a recessão parece ter dado lugar ao crescimento, com alta de 4% da renda média – embora essa recuperação não tenha sido suficiente para nos elevar ao mesmo patamar pré-crise. Com efeito, a média de R\$ 1.338, observada em 2018, continuou levemente abaixo do pico de R\$ 1.342, visto em 2014.

GRÁFICO 1
Brasil: evolução da renda domiciliar *per capita* (2012-2018)
(Em R\$ de 2018)



Fonte: Microdados da PNAD Contínua.
Elaboração dos autores.

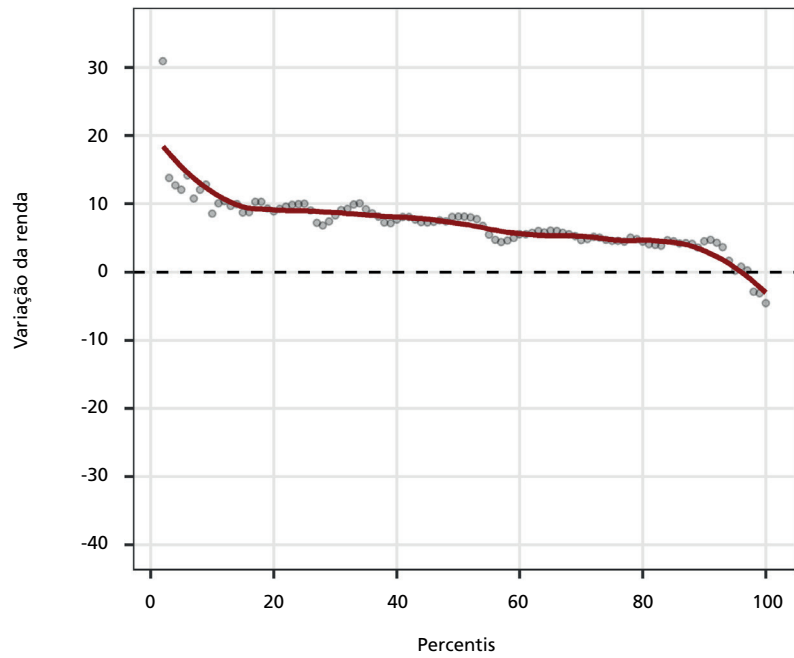
Ainda assim, os números da PNAD Contínua são bem melhores do que os resultados macroeconômicos para o período. Nas Contas Nacionais, o produto interno bruto (PIB) *per capita* atingiu seu pico em 2013, e a recessão foi bem mais severa, provocando um recuo de 9% até 2016. Em comparação, no mesmo período, a queda da renda domiciliar média na PNAD Contínua foi só de 1%. Inversamente, enquanto a PNAD Contínua registrou crescimento de 4% entre 2016 e 2018, as Contas Nacionais indicaram aumento de apenas 1%. Essas diferenças não são de todo surpreendentes, já que pesquisas domiciliares e Contas Nacionais utilizam conceitos diferentes e seguem o mesmo padrão discrepante visto nas últimas edições das antigas PNADs (Bacha e Hoffmann, 2015).

As tendências gerais ou médias, contudo, ocultam o fato de que a crise e o crescimento da economia não incidiram da mesma forma para as famílias com diferentes posições na distribuição de renda. As curvas de incidência do crescimento, exibidas no gráfico 2, permitem investigar mais a fundo a trajetória recente, possibilitando o exame por percentis da distribuição, dos mais pobres aos mais ricos. As curvas mostram como a renda real de cada percentil variou ao longo do tempo, em termos relativos. É importante destacar que, como esses estratos de renda não são necessariamente ocupados pelos mesmos indivíduos em cada momento, curvas de incidência de crescimento não revelam nada sobre mobilidade social.

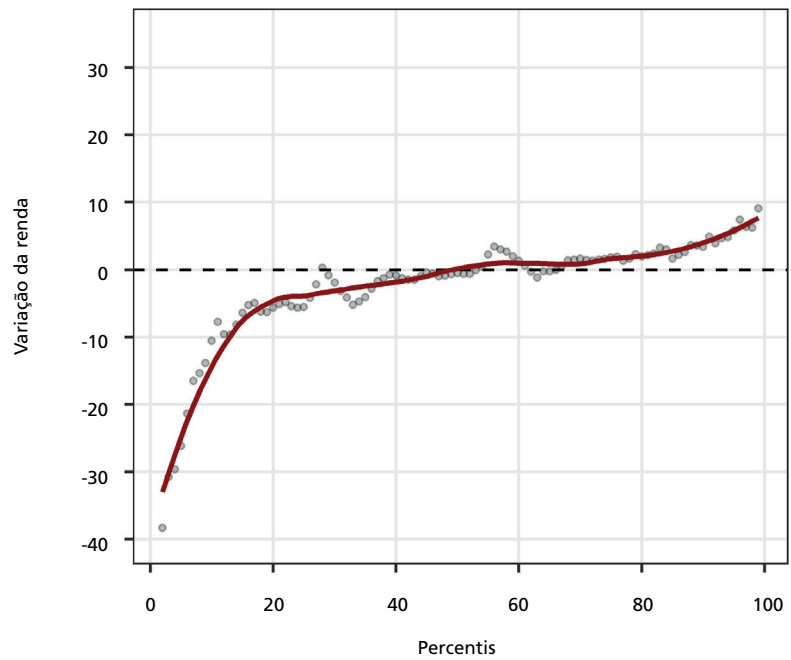
Curvas negativamente inclinadas indicam um “crescimento pró-pobre” e implicam redução da desigualdade. Foi exatamente o caso do período 2012-2015 (gráfico 2A). Nesse intervalo, as taxas de crescimento estiveram muito acima da média nos estratos mais pobres. O gráfico 2B mostra que o período subsequente apresentou um comportamento oposto: taxas de crescimento positivamente correlacionadas com a posição na distribuição, isto é, um crescimento em favor dos mais ricos. Mais ainda, o gráfico 2B também indica que os 50% mais pobres experimentaram crescimento negativo entre 2015 e 2018, enquanto os 50% mais ricos tiveram crescimento levemente positivo para o mesmo subperíodo como um todo.

GRÁFICO 2
Brasil: curvas de incidência do crescimento (2012-2018)
(Em %)

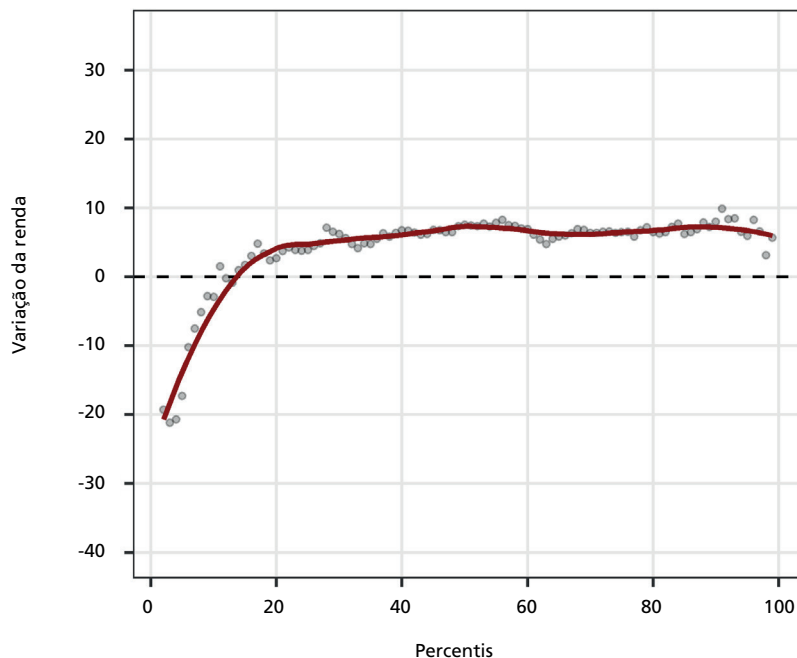
2A – Variação entre 2012 e 2015



2B – Variação entre 2015 e 2018



2C – Variação entre 2012 e 2018



Fonte: Microdados da PNAD Contínua.
Elaboração dos autores.

Obs.: Os pontos representam a razão das funções quantílicas das distribuições de cada ano, avaliadas em cada percentil, do P02 ao P99. A função contínua representa a tendência suavizada e foi calculada por uma regressão não paramétrica localmente ponderada (*locally weighted smoothing – Loess*), com a finalidade apenas de facilitar a leitura.

Em outras palavras, a renda real da metade mais pobre da população caiu nos últimos três anos da série da PNAD Contínua, e a queda relativa foi maior para aqueles mais próximos da base da distribuição. A metade mais rica da população, por sua vez, viu sua renda aumentar – e quanto mais perto do topo, maior o crescimento relativo. O saldo final de padrões tão contrastantes nos dois períodos aparece no gráfico 2C, que exhibe a curva de incidência de crescimento para o período como um todo. Pode-se dizer, então, que a renda real dos 10% mais pobres era menor em 2018 do que em 2012. Para o resto da distribuição, houve crescimento. Além disso, para os 70% mais ricos, a incidência do crescimento foi razoavelmente uniforme – o que se justifica pelo fato de que as tendências “pró-pobre” (2012-2015) e “pró-rico” (2015-2018) se cancelaram no saldo líquido.

Com isso, a noção de crise, sem qualificativos adicionais, não parece ser uma boa descrição do período recente. Houve comportamentos distintos ao longo da distribuição. De fato, 2015 representou uma recessão generalizada, com crescimento

negativo para todos os estratos, ainda que as perdas estivessem mais concentradas nos extremos da distribuição. A partir de 2016, contudo, a recuperação econômica já passou a seguir a pleno vapor para os 10% ou os 5% mais ricos. Em 2018, a recessão já havia ficado para trás para a metade mais rica dos brasileiros. Observamos, inclusive, que o aumento da média da renda domiciliar *per capita* em 2018 foi, na realidade, fruto desse crescimento concentrado no topo: a média global foi alavancada apenas pelo aumento da renda dos mais ricos. Em termos reais, os 10% mais pobres continuaram perdendo, e o restante da metade mais pobre obteve saldos mínimos ou permaneceu ainda atolada na recessão.

Uma visão alternativa sobre o fenômeno pode ser obtida por meio da análise do crescimento apropriado por cada estrato de renda. Trata-se de avaliar como variou a massa de rendimentos em cada fração populacional, em relação a todo crescimento ocorrido num intervalo de tempo. A tabela 1 apresenta o crescimento apropriado em dois subperíodos (2012-2015 e 2015-2018), bem como o saldo geral para os quartos da distribuição, desagregando o quarto mais rico em três subgrupos. O crescimento apropriado pelos quatro estratos principais, nas primeiras linhas da tabela, soma sempre 100%, em todos os períodos.

TABELA 1
Brasil: crescimento apropriado pelos estratos de renda domiciliar *per capita* (2012-2018)
 (Em %)

Estratos	Períodos		
	2012-2015	2015-2018	2012-2018
P0-P25 (25% mais pobres)	15,5	-15,2	-0,1
P25-P50	29,1	-6,9	10,8
P50-P75	35,9	6,6	21,0
P75-P100	19,5	115,5	68,3
P75-P90	29,5	17,6	23,4
P90-P95	13,0	17,6	15,3
P95-P100 (5% mais ricos)	-23,0	80,3	29,5
Total	100,0	100,0	100,0

Fonte: Microdados da PNAD Contínua.
 Elaboração dos autores.

Entre 2012 e 2015, a população localizada entre os percentis 25 e 75 apropriou-se de quase dois terços do crescimento, com destaque para o estrato entre a mediana e o percentil 75 (P50-P75), que ficou com 36%. O quarto mais rico da população ficou

com mais do que os 25% mais pobres. Não obstante, esse quadro favorável ao estrato superior foi causado pelo aumento da renda dos “menos ricos”, por assim dizer. A renda média dos 5% mais ricos chegou a cair no período; o resultado positivo se deveu ao crescimento ocorrido no estrato compreendido entre os percentis P75 e P95.

No triênio seguinte, como vimos, tudo mudou. Apesar da recessão em 2015 e da estagnação em 2016 e 2017, o saldo de crescimento da renda domiciliar *per capita* no período foi positivo (em função dos resultados de 2018, como demonstrado no gráfico 1). O resultado líquido para a metade de baixo da distribuição foi negativo – com intensidade particularmente forte para os 25% mais pobres. Os verdadeiros ganhadores foram os estratos no topo da distribuição: os 5% mais ricos se apropriaram de mais de 80% do parco crescimento do período. Os números continuam regressivos quando se olha para o saldo do período completo. Os 25% mais ricos ficaram com mais de 68% do crescimento total desde 2012. Se somarmos a esse grupo a fatia apropriada pelo estrato entre a mediana e o percentil 75, a conclusão é que quase 90% do (modesto) crescimento da renda foi para a metade mais rica da população.

4 A REVERSÃO DA QUEDA DA DESIGUALDADE

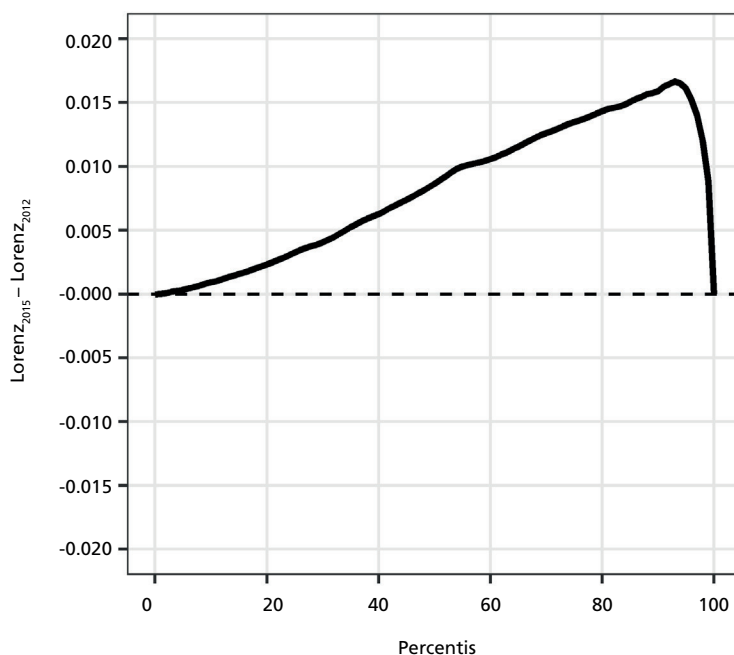
Os diferenciais nos ganhos e nas perdas ao longo da distribuição de renda já sugerem um movimento de queda e de posterior ascensão da desigualdade. A melhor estratégia para visualizar como esse movimento se refletiu na distribuição de renda é a avaliação do comportamento da curva de Lorenz, que relaciona a população relativa (eixo horizontal) à fração da renda acumulada (eixo vertical). Primeiro, ordenamos toda a população pela renda, dos mais pobres aos mais ricos; em seguida, construímos uma curva em que cada ponto indica a fração da renda total acumulada até ali, isto é, qual a fração da renda total recebida pelos x% mais pobres.

Uma das principais utilidades da curva de Lorenz está na comparação entre distribuições diferentes. Dizemos que uma distribuição possui dominância de Lorenz sobre outra quando suas curvas não se cruzam. Nesse caso, a fração de renda acumulada em qualquer ponto da distribuição dominante é sempre maior do que na distribuição dominada. Quando há dominância de Lorenz, podemos afirmar inequivocamente que a desigualdade é menor na distribuição dominante em todas as medidas axiomáticas tradicionais. Quando não há dominância (isto é, se as duas curvas se cruzarem), é

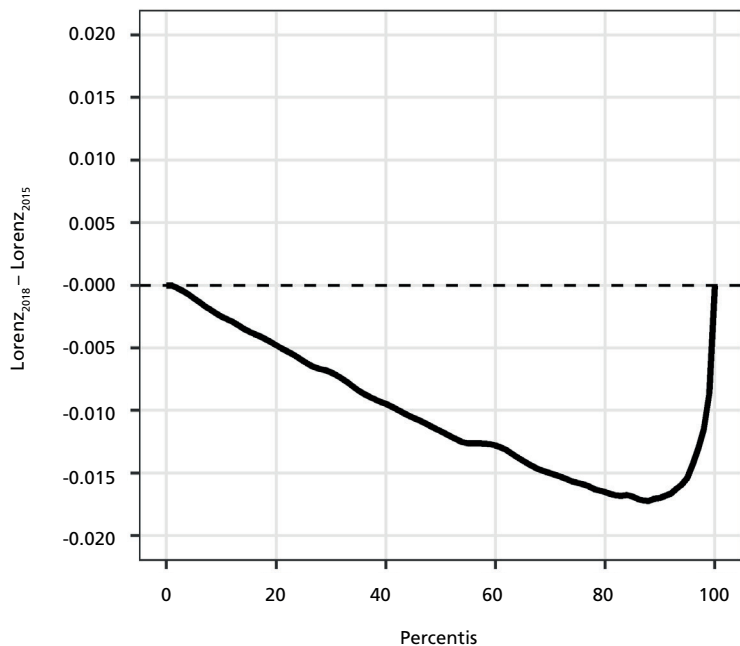
possível encontrar medidas de desigualdade que discordem entre si quanto à avaliação de qual distribuição seria a mais desigual. Por essa razão, a análise das próprias curvas de Lorenz permite uma avaliação mais completa e detalhada do que qualquer índice escalar de desigualdade que delas derive.

Para facilitar a visualização, a análise de dominância apresentada no gráfico 3 mostra a diferença entre as curvas de Lorenz da distribuição da renda domiciliar *per capita* em dois momentos no tempo. Desse modo, há dominância de Lorenz quando os valores são sempre positivos ou sempre negativos. Os três painéis do gráfico 3 mostram a diferença entre as curvas de Lorenz de 2015 *versus* 2012; 2018 *versus* 2015 e 2018 *versus* 2012, respectivamente.

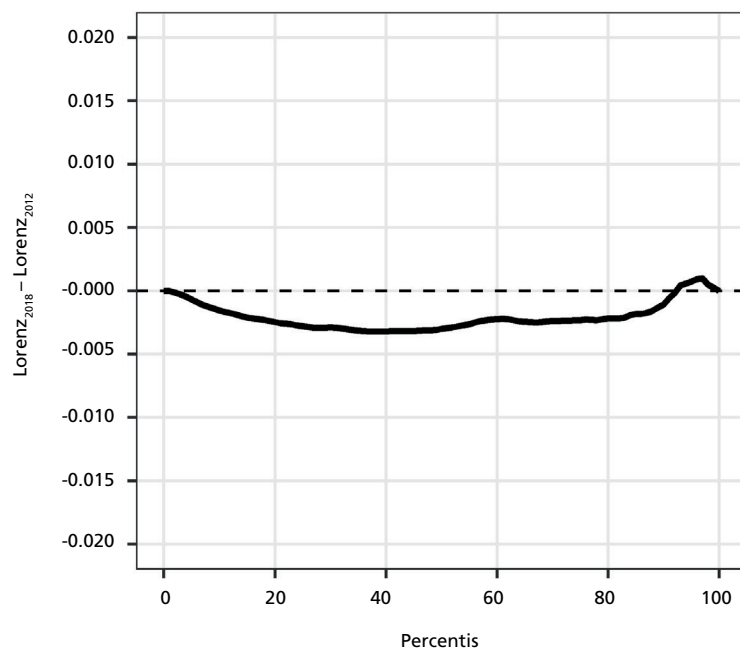
GRÁFICO 3
Brasil: análise de dominância de Lorenz (2012-2018)
3A – Variação entre 2012 e 2015



3B – Variação entre 2015 e 2018



3C – Variação entre 2012 e 2018



Fonte: Microdados da PNAD Contínua.
Elaboração dos autores.

O gráfico 3A mostra que há dominância de Lorenz de 2015 em relação a 2012, pois a diferença entre as duas curvas é sempre estritamente positiva. Ou seja, a fração da renda recebida pelos x% mais pobres foi sempre maior em 2015 do que em 2012, o que nos permite concluir de forma inequívoca que a desigualdade caiu entre esses dois anos. O gráfico 3B também indica dominância de Lorenz, mas na direção inversa: como a curva possui apenas valores negativos, a distribuição de renda em 2015 domina a de 2018, o que nos leva à conclusão de que a desigualdade definitivamente aumentou nesses últimos anos.

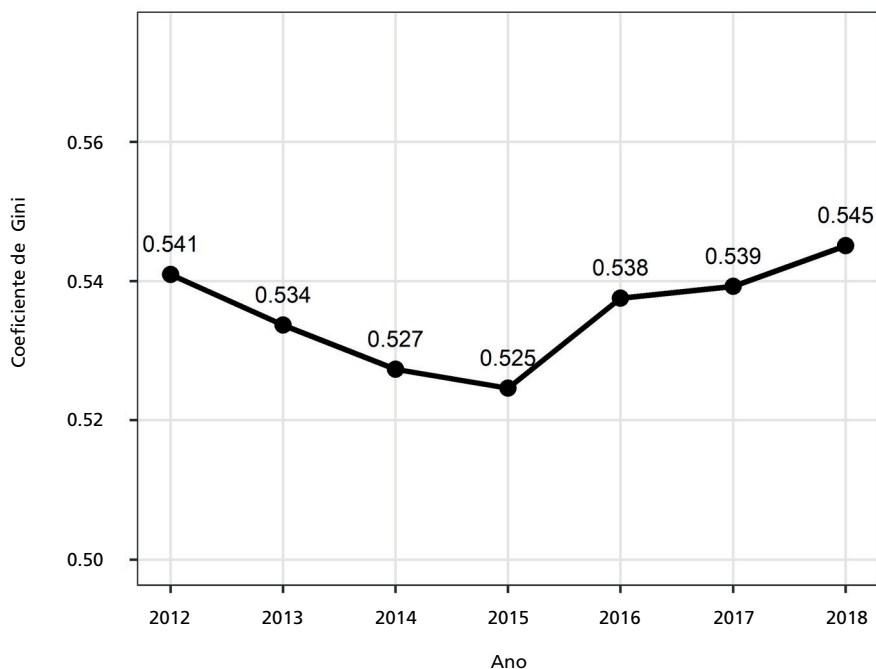
No saldo total do período, isto é, comparando 2012 e 2018, não encontramos, contudo, completa dominância de Lorenz. Como se observa no gráfico 3C, para uma parcela daqueles localizados entre os 10% mais ricos, a situação no ano final da série é mais favorável do que no ano inicial: esse grupo controla agora uma fração maior da renda do que controlava anteriormente – o que, como vimos, se mostra verdade tanto do ponto de vista relativo como do absoluto.

Medidas sintéticas de desigualdade resumem todos esses movimentos ao longo da distribuição em um único número. A medida mais comum, sem dúvida, é o coeficiente de Gini, cuja evolução pode ser vista no gráfico 4. A tabela 2, por sua vez, reporta números para outras medidas de desigualdade. No apêndice há mais informações sobre essas medidas.

Em consonância com os resultados da análise de dominância de Lorenz, os indicadores de desigualdade apresentam queda consistente entre 2012 e 2015, na esteira do processo de equalização iniciado na década anterior e já detectado pela antiga PNAD. A série, porém, apresenta inversão dessa tendência a partir de então, com alta consistente da desigualdade até 2018. No caso do coeficiente de Gini, a redução da desigualdade entre 2012 e 2015 já vinha ocorrendo em ritmo cada vez mais lento, com reversão dessa trajetória no ano seguinte. O Gini deu saltos particularmente intensos em 2016 e em 2018, fazendo com que o Brasil registrasse, nesse último ano, o maior nível de desigualdade da série: 0,545, valor quase 1% mais alto do que o de 2012 e cerca de 4% maior do que o de 2015. Esses números são muito próximos aos calculados por Hoffmann, Jesus e Almeida (2018) e pelo próprio IBGE (2019).¹

1. Os coeficientes de Gini calculados pelo IBGE às vezes diferem dos nossos na terceira casa decimal. Por exemplo, para 2017 calculamos 0,539 enquanto o IBGE calcula 0,538.

GRÁFICO 4
Brasil: coeficiente de Gini para a renda domiciliar *per capita* (2012-2018)



Fonte: Microdados da PNAD Contínua.
Elaboração dos autores.

TABELA 2
Brasil: indicadores de desigualdade para a renda domiciliar *per capita* (2012-2018)

	Anos							Variação (%)		
	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2012-2015	2015-2018	2012-2018
Gini	0,541	0,534	0,527	0,525	0,538	0,539	0,545	-3,0	3,9	0,8
Theil L ¹	0,529	0,512	0,498	0,494	0,524	0,531	0,547	-6,7	10,8	3,3
Theil T ¹	0,584	0,559	0,544	0,539	0,566	0,574	0,590	-7,7	9,6	1,1
Razão P90/P10	11,6	11,6	10,9	11,2	12,2	12,4	12,9	-3,7	15,6	11,3
Razão P90/P50	3,4	3,3	3,2	3,2	3,4	3,3	3,4	-3,3	3,9	0,4
Razão P50/P10	3,5	3,5	3,4	3,5	3,6	3,7	3,8	-0,4	11,3	10,8
Razão de Palma	4,1	3,9	3,8	3,7	4,0	4,1	4,3	-9,2	13,8	3,4

Fonte: Microdados da PNAD Contínua.
Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Considera apenas domicílios com renda domiciliar positiva e diferente de zero.

Os diferentes índices de desigualdade convergem nesse diagnóstico. Aqueles mais sensíveis ao comportamento dos extremos da distribuição apontam variações mais intensas, ou seja, quedas mais fortes entre 2012 e 2015 e aumento ainda maior entre 2015 e 2018. As medidas mais sensíveis ao comportamento da parte de baixo da distribuição – em especial as razões 90/10 e 50/10 – oscilaram violentamente e

chegaram ao fim do período com níveis bem superiores aos do início, impulsionados pelo colapso da renda dos mais pobres. Seja como for, em todos os casos, a desigualdade em 2018 foi maior do que a de 2012.

Em suma, do ponto de vista distributivo, retrocedemos uma década. Pior ainda, o retrocesso da desigualdade de renda, apesar de iniciado durante a recessão, ocorreu com mais força em um momento já de recuperação econômica. Até o momento, não é possível avaliar se seriam esses efeitos tardios da recessão, resultados associados a características mais estruturais subjacentes ou se fruto de decisões e políticas posteriores que desfavoreceram os mais pobres.

5 AS TENDÊNCIAS DO BEM-ESTAR

Combinando os resultados sobre crescimento e desigualdade é possível avaliar a evolução do nível de bem-estar dos domicílios. A medida mais conhecida de bem-estar corresponde à multiplicação da renda média pelo complemento do Gini: $\mu(1 - Gini)$. Assim, se não houvesse desigualdade, o bem-estar seria igual à renda média (μ). O grau de desigualdade implica, portanto, uma espécie de penalização.²

A tabela 3 traz o índice de bem-estar da população brasileira e os seus componentes entre 2012 e 2018. Diante das idas e vindas da renda média e da desigualdade, o resultado foi um aumento de quase 7% do bem-estar entre 2012 e 2015, seguido por uma redução de 1% entre 2015 e 2018. Apesar disso, o índice no fim do período ainda foi acima de 5% mais alto do que em 2012, embora siga abaixo dos picos ocorridos no biênio 2014-2015.

TABELA 3
Brasil: índice de bem-estar e seus componentes (2012-2018)

	Anos							Variação (%)		
	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2012-2015	2015-2018	2012-2015
Renda média (R\$ de 2018)	1.259	1.294	1.342	1.298	1.287	1.287	1.338	3,1	3,1	6,3
Distribuição (1 - <i>Gini</i>)	0,459	0,466	0,473	0,475	0,462	0,461	0,455	3,6	-4,2	-0,9
Índice de bem-estar	578	603	634	617	595	593	609	6,7	-1,3	5,4

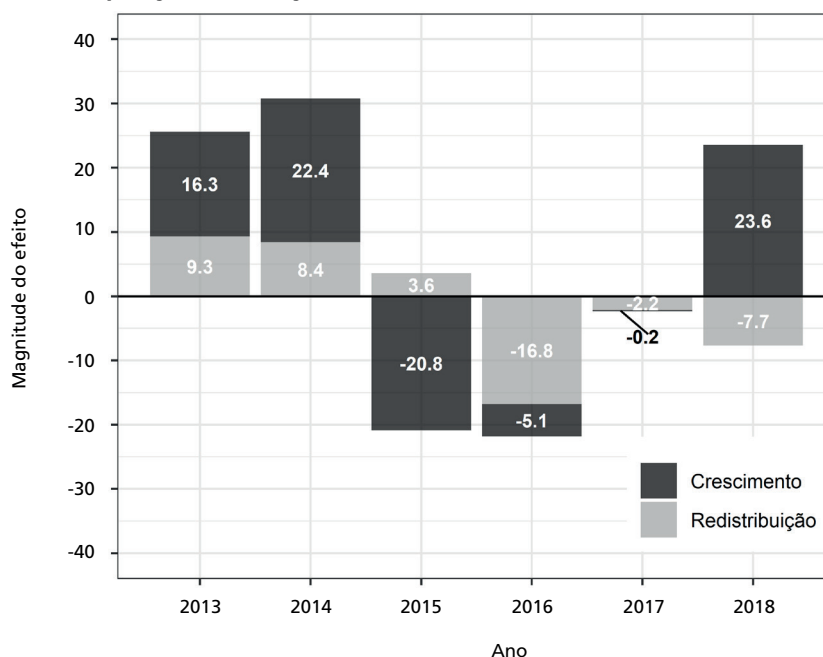
Fonte: Microdados da PNAD Contínua.
Elaboração dos autores.

Obs.: O índice de bem-estar é igual à renda média multiplicada pelo complemento do Gini.

2. Ver apêndice.

O gráfico 5 decompõe a variação anual absoluta do bem-estar em função dos dois indicadores que o definem, permitindo o exame do efeito crescimento e do efeito redistribuição. Até 2014, os ganhos líquidos de bem-estar se deveram à variação positiva de ambos: aumento da renda média e, em menor grau, redução da desigualdade. A recessão concentrada em 2015, contudo, causou forte efeito negativo, que não foi contrabalanceado pela continuidade da queda do Gini. O saldo, então, foi também negativo. Nos dois anos subsequentes, os componentes atuam na mesma direção, reduzindo o bem-estar, com destaque para o efeito causado pelo aumento da desigualdade. Em 2018, porém, o aumento líquido do bem-estar foi causado apenas pelo crescimento da renda média, e o avanço da desigualdade atuou em sentido contrário.

GRÁFICO 5
Brasil: decomposição da variação anual do bem-estar (2012-2018)



Fonte: Microdados da PNAD Contínua.
Elaboração dos autores.

Obs.: O índice de bem-estar é igual à renda média multiplicada pelo complemento do Gini.

Vale destacar que o padrão identificado nas seções anteriores – de que a recuperação econômica, ainda que lenta, ocorreu, na realidade, apenas para os estratos mais ricos – sugere uma boa dose de cautela na interpretação otimista que implicitamente poderia ser derivada das análises dos indicadores sintéticos de bem-estar. Por exemplo, a simples

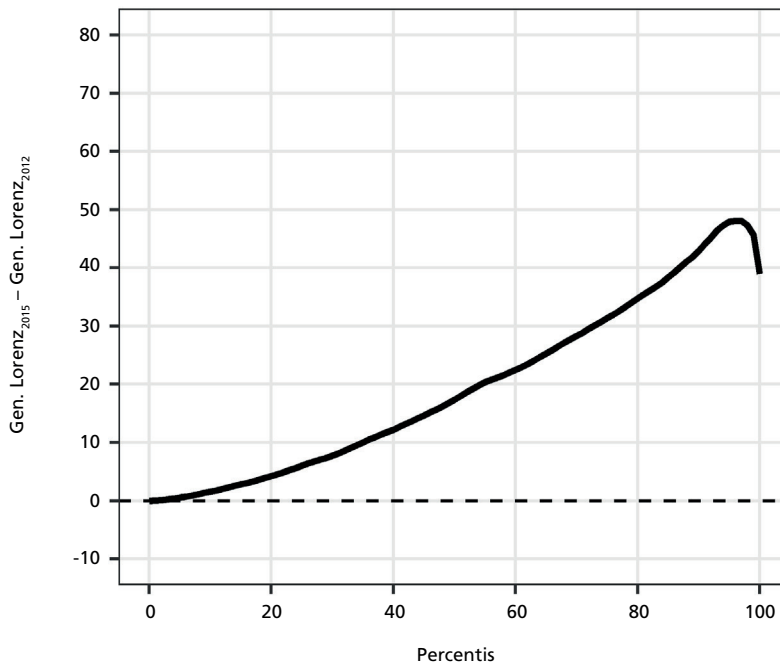
substituição da média por outra medida de tendência central (como a mediana da renda) implicaria avanços bem menores nos últimos anos. Analogamente, se o Gini fosse substituído por algum indicador mais sensível aos extremos, encontraríamos um efeito redistribuição mais intenso e negativo, suplantando o crescimento. A escolha (necessariamente normativa) de um indicador que confira maior ou menor prioridade a diferentes posições na distribuição de renda altera necessariamente a interpretação sobre a variação do bem-estar agregado, principalmente em um contexto em que há perdas e ganhos ocorrendo simultaneamente ao longo dos percentis.

Uma forma de levar em conta a incidência desigual das variações do bem-estar é fazer uso da chamada curva de Lorenz generalizada, que consiste na multiplicação da média da renda pelos valores da curva de Lorenz. Com isso, em vez de mensurar a proporção acumulada da renda ao longo dos estratos populacionais, passamos a medir a proporção acumulada da média da renda.

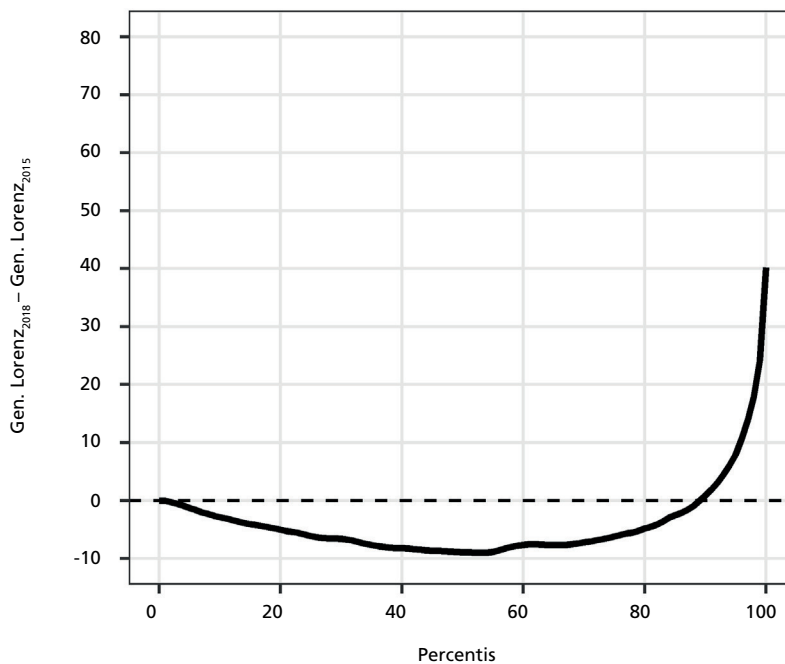
Isso significa que não estamos mais normalizando o tamanho das economias e avaliando apenas as diferenças relativas entre os rendimentos – objetivo das análises de desigualdade *stricto sensu*. A Lorenz generalizada leva em conta, ao mesmo tempo, as variações distributivas e o crescimento, sendo assim, um indicador de bem-estar, tal como o índice que utilizamos anteriormente. Possibilita, no entanto, um exame detalhado do comportamento ao longo de toda a distribuição. De forma análoga à análise de dominância entre curvas de Lorenz, podemos realizar uma análise de dominância das Lorenz generalizadas por meio da subtração dos valores curvas ajustadas para duas distribuições distintas – por exemplo, para uma mesma sociedade, em dois períodos. Valores positivos para um determinado estrato populacional indicam melhoria do bem-estar; e negativos, o inverso. O gráfico 6 apresenta essa subtração entre Lorenz generalizadas para os mesmos subperíodos analisados anteriormente.

GRÁFICO 6
Brasil: análise de dominância das curvas de Lorenz generalizadas (2012-2018)

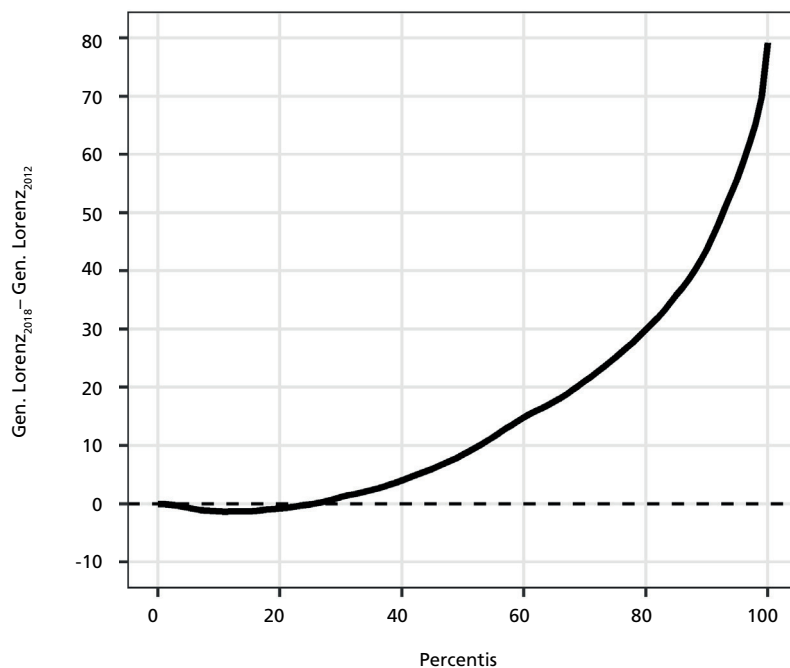
6A – Variação entre 2012 e 2015



6B – Variação entre 2015 e 2018



6C – Variação entre 2012 e 2018



Fonte: Microdados da PNAD Contínua.
Elaboração dos autores.

Observamos que, no período 2012-2015, apesar do claro padrão de crescimento “pró-pobre” (verificado por meio das curvas de incidência do crescimento) e de suas consequências distributivas, todos os estratos populacionais obtiveram melhorias em seus patamares de bem-estar – ainda que os 5% mais ricos tenham experimentado melhorias um pouco menores do que as camadas que lhes antecedem imediatamente na distribuição (gráfico 6A). Em 2018, no entanto, em decorrência da crise, 90% da população encontrava-se em pior situação do que no triênio anterior (gráfico 6B). Nesse ponto final do período por nós analisado, apenas os 10% mais ricos viviam em melhores condições do que em 2015. Assim, tanto do ponto de vista relativo como absoluto, esse estrato pode ser compreendido como tendo efetivamente se esquivado das consequências mais perniciosas da recessão e da estagnação.

No saldo do período completo (gráfico 6C), observamos que, para a maioria dos estratos de renda, a situação, em 2018, era melhor do que aquela em 2012 – apesar das perdas ocorridas a partir de 2015. Os maiores afetados foram os 30% mais pobres, cujo resultado líquido é negativo, ou seja, vivem hoje, do ponto de vista do que os

rendimentos podem captar, em condições um pouco piores. Mais adiante, trataremos especificamente das camadas mais desprivilegiadas, abordando o aumento da pobreza e suas causas imediatas.

6 COMPONENTES DAS MUDANÇAS DISTRIBUTIVAS

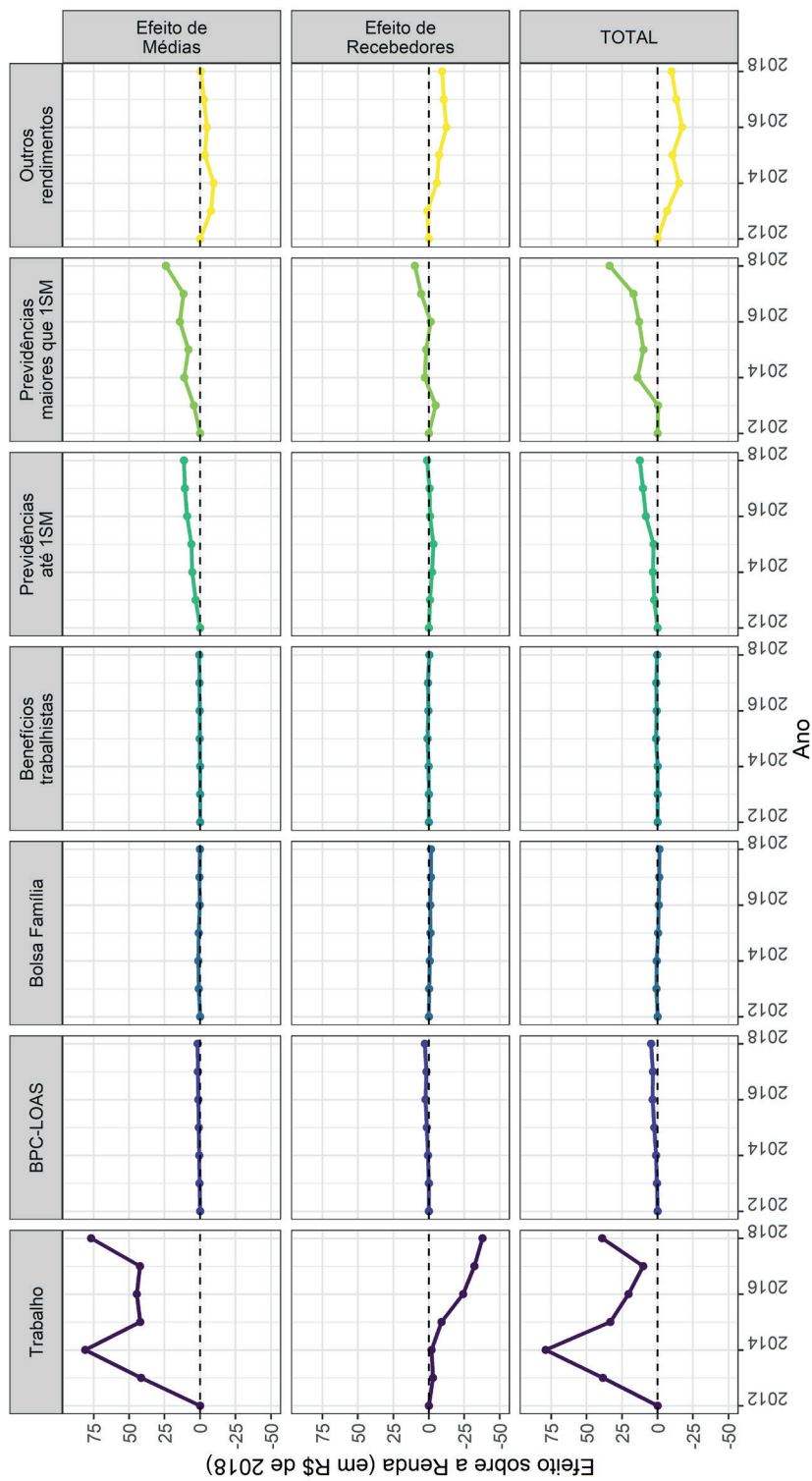
Em qualquer momento do tempo, a renda domiciliar *per capita* média é a soma dos valores médios de cada fonte ponderados pelo número relativo de recebedores. Assim, por exemplo, mesmo que a renda média do trabalho dos indivíduos ocupados aumente, se houver mais desempregados no domicílio, a renda domiciliar pode cair. Usando dessa propriedade, podemos decompor a evolução da renda domiciliar *per capita* em: *i*) um efeito de médias, que expressa justamente a mudança nos valores médios de cada fonte de renda; e *ii*) um efeito de “recebedores”, que reflete a proporção da população que recebe rendimentos de cada uma das fontes.³ O gráfico 7 apresenta o comportamento desses componentes. Os eixos verticais indicam a variação absoluta (em R\$ de 2018). A primeira linha de gráficos traz o efeito de médias; a segunda linha, o efeito de recebedores; a terceira linha traz o saldo líquido de cada fonte que, por definição, é dado pela soma dos dois efeitos anteriores. Cada painel no gráfico 7 traz a variação acumulada a partir de 2012 (tomado como ano de referência ou ano-base).

Alguns fatos estilizados se destacam.

Em primeiro lugar, o principal motor do crescimento da renda domiciliar *per capita* até 2014 foi a renda do trabalho, quase exclusivamente por causa do aumento dos rendimentos dos trabalhadores ocupados. Do mesmo modo, a renda do trabalho, entre 2015 e 2017, foi a causa imediata mais importante para a queda da renda média brasileira, seja pela brutal queda dos rendimentos dos ocupados em 2015, seja pelo aumento contínuo do desemprego. Por fim, a recuperação em 2018 se deu unicamente pelo efeito de médias, não pelo efeito de recebedores, isto é, ocorreu graças à elevação dos rendimentos dos ocupados, não à queda do desemprego.

3. Mais detalhes no apêndice.

GRÁFICO 7
 Brasil: decomposição dinâmica da média da renda domiciliar per capita – mudanças em relação a 2012 (2012-2018)
 (Em R\$ de 2018)



Fonte: Microdados da PNAD Contínua.
 Elaboração dos autores.

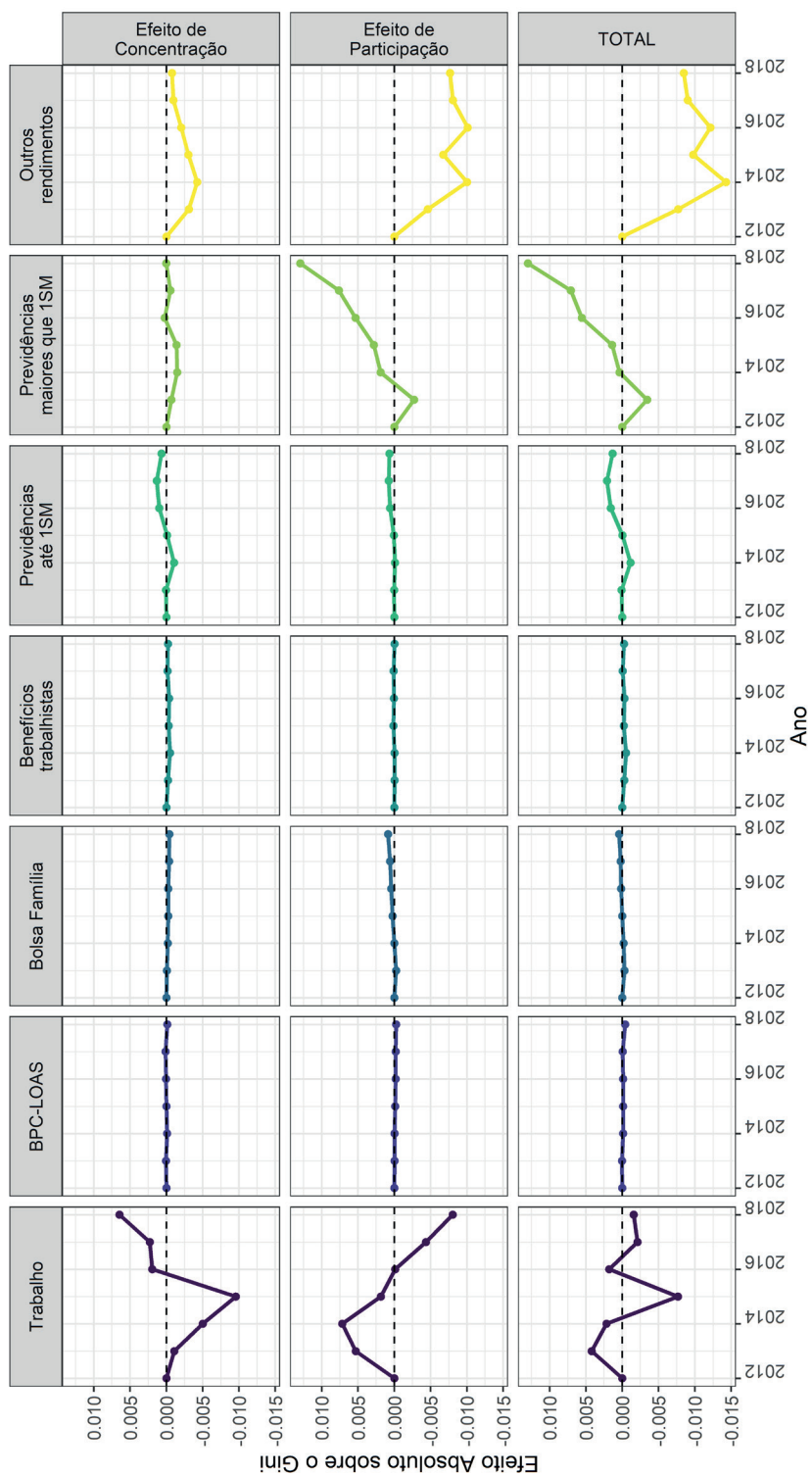
Em segundo lugar, os benefícios previdenciários com valores superiores a 1 SM contribuíram positivamente para a melhora na renda domiciliar ao longo de todo o período. Essa fonte apresentou tendência crescente tanto no efeito de médias como no de recebedores, contrabalanceando, ainda que com pouca intensidade, as flutuações no mercado de trabalho.

Em terceiro lugar, as transferências de programas sociais (BPC, PBF e outros) e derivadas de direitos trabalhistas (seguro-desemprego/defeso) foram basicamente irrelevantes para a evolução da renda domiciliar *per capita*. Seria esperado que, nesse período de crise, a proteção social atuasse de forma particularmente mais intensa, de forma a compensar a incidência de efeitos perniciosos para os mais pobres. Isso, contudo, não aconteceu. Pelo contrário; veremos adiante que houve redução tanto no contingente de beneficiários como no valor dos benefícios de programas tais como o PBF. O seguro-desemprego, por sua vez, claramente não conseguiu contrabalancear a perda da renda auferida no mercado de trabalho, apontando para problemas no seu desenho.

Por fim, as demais fontes de rendimentos tiveram contribuições limitadas. Bolsas de estudo, rendimentos financeiros, doações de outros domicílios e programas sociais de estados e municípios tiveram contribuição modesta, mas negativa, principalmente devido ao efeito de recebedores no período 2013-2016.

Da mesma forma que a renda média, o coeficiente de Gini também pode ser obtido como uma soma ponderada dos coeficientes de concentração de cada fonte, utilizando como pesos a participação de cada fonte na renda total. Com isso, variações no Gini entre dois pontos no tempo podem ser calculadas como a soma de dois componentes: *i*) o efeito de concentração, provocado por mudanças no grau de desigualdade de cada fonte de renda e na correlação entre cada fonte e a renda *per capita* total; e *ii*) o efeito de participação, que se refere a mudanças no peso de cada fonte de renda em relação à massa total de rendimentos. Portanto, o efeito de concentração significa que se uma fonte de renda se tornar mais concentrada no topo, contribuirá para o aumento da desigualdade; se passar a se concentrar mais na base, contribuirá para a redução. Já o efeito de participação faz com que o aumento do peso de uma fonte de renda muito concentrada na massa de rendimentos totais provoque o crescimento da desigualdade, e vice-versa. O gráfico 8 reproduz visualmente os resultados da decomposição dinâmica do coeficiente de Gini, mais uma vez tomando o ano de 2012 como referência. O eixo vertical reporta as mudanças absolutas do Gini em relação a 2012.

GRÁFICO 8
 Brasil: decomposição dinâmica do coeficiente de Gini da renda domiciliar *per capita* – mudanças em relação a 2012 (2012-2018)



Fonte: Microdados da PNAD Contínua.
 Elaboração dos autores.

Para as tendências da desigualdade, observamos que as mudanças distributivas na renda do trabalho foram também muito importantes, assim como no caso das tendências da renda média. Os rendimentos do trabalho vinham se desconcentrando até 2015, mas reverteram esse percurso e se tornaram muito mais concentrados no topo entre 2015 e 2018. Simultaneamente, passaram a perder participação na renda domiciliar a partir de 2014. Ambos os fenômenos guardam relação com o aumento do desemprego no período. Os indivíduos que perderam seus postos de trabalho se localizavam principalmente na metade inferior da distribuição (Barbosa, 2019) – desse modo, por complementaridade, o contingente de “sobreviventes” à crise e, em especial, o subgrupo que teve seus rendimentos do trabalho mantidos nos mesmos níveis (ou até aumentados) localizam-se predominantemente no topo da distribuição.

O saldo líquido dos efeitos associados à renda do trabalho sobre o Gini, ao fim do período, não é, contudo, muito grande. O efeito, ao final, chega mesmo a ser levemente negativo – o que significa que, apesar das dinâmicas pós-2015, a parcela da desigualdade devida à renda do trabalho em 2018 chegava a ser um pouco menor do que em 2012. Essa diferença, porém, não é estatisticamente significativa, sendo mais seguro dizer que o ponto inicial se iguala ao final. O que ocorreu foi a completa reversão do esforço distributivo ocorrido no início da década.

A tendência de queda da desigualdade até 2015 também esteve relacionada à redução do peso dos “outros rendimentos” e se interrompe em 2015. Esse fenômeno, no entanto, ainda é pouco estudado e compreendido. Trata-se possivelmente das fontes de renda mais subestimadas pela PNAD Contínua, e qualquer resultado com relação a essas categorias de rendimento deve ser visto com cautela.

Na prática, a fonte mais decisiva para o aumento da desigualdade após 2015 foram as aposentadorias e pensões maiores que 1 SM. Apesar de serem extremamente concentradas de um ponto de vista estático, não foi a variação dinâmica da concentração o que provocou o aumento da desigualdade. O que ocorreu foi o aumento do peso dessas rendas no total: a parcela da massa de rendimentos devida aos benefícios previdenciários maiores do que 1 SM era 12,7% em 2012 – valor que subiu levemente para 13,1%, em 2015, atingindo a marca de 14,5%, em 2018.

Há pelo menos três explicações complementares para esse aumento da participação de aposentadorias e pensões acima do SM na renda total desde 2015: a aprovação da Lei nº 13.183, de novembro de 2015, que acabou com a obrigatoriedade da aplicação do fator previdenciário; a antecipação de requerimentos de aposentadorias voluntárias em resposta à tramitação de propostas de Reforma da Previdência; e as mudanças demográficas de mais longo prazo, inclusive no funcionalismo público.

A Lei nº 13.183/2015 introduziu a chamada regra 85/95 progressiva, que permite a não aplicação do fator previdenciário às aposentadorias por tempo de contribuição (ATCs) do Regime Geral de Previdência Social (RGPS) maiores do que 1 SM quando a soma do tempo de contribuição com a idade do contribuinte chegasse a 85 anos (mulheres) ou 95 anos (homens) na data de requerimento do benefício, desde que respeitado os mínimos de 30 anos (mulheres) e 35 anos (homens) de contribuição. O termo “85/95 progressiva” não se refere aos aspectos distributivos da regra 85/95 e sim ao fato de que os limites sobre os quais versa a regra são crescentes no tempo para compensar a evolução da expectativa de sobrevida: a partir de 31 de dezembro de 2018, as somas passam a ser 86 anos (mulher) e 96 anos (homem) e cresceriam até chegar a 90 anos e 100 anos em 2026. Desde o primeiro momento, especialistas concordaram que, para além de efeitos fiscais e atuariais preocupantes, a lei provavelmente contribuiria para aumentar a desigualdade no Brasil, pois implicaria a elevação dos benefícios médios para um público-alvo majoritariamente concentrado nos estratos superiores da distribuição de renda (ver, por exemplo, Caetano *et al.*, 2016; Constanzi, Fernandes e Ansiliero, 2018).

Constanzi, Fernandes e Ansiliero (2018) reportam aumentos significativos nos requerimentos e nas concessões de ATCs no RGPS entre meados de 2015 e meados de 2017, bem como um crescimento nominal de quase 20% no valor médio das ATCs concedidas após a aprovação da Lei nº 13.183. Os autores também reconhecem que a emergência do debate sobre uma nova reforma da previdência provavelmente contribuiu para esses resultados. É importante lembrar que os trabalhadores que podem antecipar suas aposentadorias são aqueles com trajetórias mais consistentes no mercado de trabalho, o que tende a colocá-los também entre os segurados com melhores rendimentos.

É possível que as mudanças demográficas no funcionalismo público também tenham sido um fator relevante concentrador de renda. Segundo Schettini, Pires e Santos (2018, p. 44-45):

chama atenção o fato de que 28% dos servidores ficariam elegíveis até o fim de 2017 (...). Outros 23% se tornariam elegíveis num prazo de dez anos (...). Dito de outro modo, havendo ou não reforma, cerca de metade dos atuais servidores poderá se aposentar nos próximos dez anos.

Ou seja, é possível que o aumento dos rendimentos previdenciários tenha sido também em função de picos de aposentadoria no serviço público. Em todo caso, são indícios e hipóteses. A determinação da causa exata do aumento na parcela da renda oriunda de benefícios previdenciários acima de 1 SM é tarefa para outro trabalho.

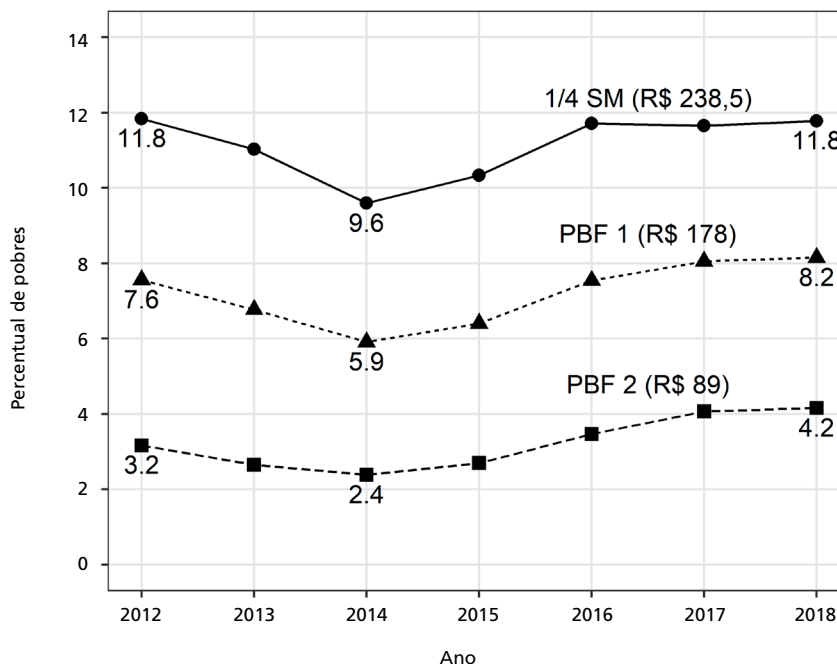
As demais fontes de rendimentos tiveram pouca influência sobre a elevação recente da desigualdade. Com o fim do ciclo de ajustes expressivos no SM, os benefícios previdenciários indexados ao piso pouco afetaram a distribuição de renda, e, novamente, como no caso da decomposição da renda média, o que encontramos para as rendas ligadas à proteção social é a enorme estabilidade dos componentes. Isso significa que transferências associadas ao BPC, ao PBF, a outros programas sociais, bem como ao seguro-desemprego, não atuaram de forma a mitigar o aumento da desigualdade e, portanto, não reduziram os impactos da crise para aqueles indivíduos e domicílios mais mal posicionados na distribuição. Do ponto de vista da ação do Estado e de um sistema de proteção, trata-se de uma grave lacuna. Nessas condições de instabilidade e crise, seria esperado, por exemplo, que o PBF aumentasse tanto a focalização e a cobertura (o que se expressaria no efeito de concentração) como a participação na renda total dos domicílios (efeito peso). Isso, contudo, não ocorreu. Da mesma forma, o seguro-desemprego também não aliviou os eventos provocados pelos desligamentos do mercado de trabalho.

7 TENDÊNCIAS E DETERMINANTES DA POBREZA NOS ANOS RECENTES

Em países de renda média, como o Brasil, a pobreza é uma das faces mais visíveis da desigualdade. No gráfico 9, apresentamos o percentual de pobres – medida $P(0)$ – para três linhas de pobreza: as duas linhas de elegibilidade ao PBF (R\$ 89 e R\$ 178 mensais

per capita em 2018); e a linha de 1/4 do SM mensal.⁴ Essas linhas correspondem aos critérios de elegibilidade dos principais programas de assistência social no Brasil: PBF e BPC.

GRÁFICO 9
Brasil: taxa de pobreza, para três definições de linhas de pobreza (2012-2018)
(Em %)



Fonte: Microdados da PNAD Contínua.
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. 1/4 SM de 2018 por mês *per capita*: R\$ 238,50.
2. PBF 1: R\$ 178 mensais *per capita*.
3. PBF 2: R\$ 89 mensais *per capita*.

Todas as linhas exibem padrão compatível com as análises anteriores: as taxas de pobreza caíram monotonicamente entre 2012 e 2014, voltaram a crescer entre 2014 e 2017 e depois se estabilizaram. Para a linha intermediária – linha superior de pobreza do PBF (PBF 1, R\$ 178 *per capita*) – houve recuo de 1,7 p.p. no período de queda, e elevação de 2,2 p.p. posteriormente.

4. Tomando como referência o SM legal vigente em 2018 (R\$ 954), o que resulta em uma linha de R\$ 238,50.

Assim, 2014 foi o melhor ano da série para todas as três linhas de pobreza. No caso das duas com valor mais baixo (PBF 1 e PBF 2), a situação em 2018 era pior do que em 2012; para a linha de 1/4 do SM, a proporção dos pobres era quase idêntica nos dois anos. Esse padrão reitera como os efeitos mais fortes da crise econômica recaíram sobre os mais pobres, sem que os benefícios trazidos pelos primeiros vestígios de retomada servissem de compensação – muito pelo contrário.

A tabela 4 aprofunda a análise, trazendo os números precisos para proporção de pobres e outras estatísticas de interesse. Os resultados mostram que as conclusões são robustas a outras formas de mensuração. Todos os indicadores, sem exceção, contam a mesma história: a pobreza vinha melhorando até 2014 e piora abruptamente em seguida, com alguma tendência de estabilização no fim da série. Em todos os casos, a situação em 2018 era mais grave do que em 2012.

TABELA 4
Brasil: indicadores de pobreza, para três definições de linhas de pobreza (2012-2018)

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2012-2015	2015-2018	2012-2018
Linha de pobreza de 1/4 do SM vigente em 2018 (R\$ 238,50 <i>per capita</i>)										
N (milhões)	23,3	21,9	19,2	20,9	23,9	24,0	24,4	-10,4%	16,7%	4,6%
P(0) (%)	11,8	11,0	9,6	10,3	11,7	11,6	11,8	-1,5 p.p.	1,4 p.p.	-0,1 p.p.
P(1) (%)	5,0	4,5	4,0	4,3	5,1	5,5	5,6	-0,8 p.p.	1,3 p.p.	0,5 p.p.
P(2) (%)	3,2	2,8	2,5	2,7	3,3	3,7	3,8	-0,5 p.p.	1,1 p.p.	0,6 p.p.
Índice de Sen (%)	3,9	3,5	3,0	3,3	4,0	4,3	4,4	-0,6 p.p.	1,1 p.p.	0,5 p.p.
Linha de pobreza do PBF 1 (R\$ 178,00 <i>per capita</i>)										
N (milhões)	14,9	13,5	11,9	13,0	15,4	16,6	16,9	-13,0%	30,4%	13,4%
P(0) (%)	7,6	6,8	5,9	6,4	7,5	8,1	8,2	-1,2 p.p.	1,7 p.p.	0,6 p.p.
P(1) (%)	3,5	3,1	2,7	3,0	3,6	4,1	4,1	-0,5 p.p.	1,2 p.p.	0,7 p.p.
P(2) (%)	2,3	2,0	1,8	2,0	2,5	2,8	2,9	-0,4 p.p.	0,9 p.p.	0,5 p.p.
Índice de Sen (%)	2,7	2,3	2,0	2,2	2,8	3,1	3,2	-0,4 p.p.	0,9 p.p.	0,5 p.p.
Linha de extrema pobreza do PBF 2 (R\$ 89,00 <i>per capita</i>)										
N (milhões)	6,2	5,3	4,8	5,5	7,1	8,4	8,6	-12,5%	57,9%	38,1%
P(0) (%)	3,2	2,7	2,4	2,7	3,5	4,1	4,2	-0,5 p. p.	1,5 p.p.	1,0 p.p.
P(1) (%)	1,8	1,5	1,3	1,5	1,9	2,2	2,2	-0,3 p. p.	0,8 p.p.	0,5 p.p.
P(2) (%)	1,3	1,2	1,1	1,2	1,5	1,7	1,7	-0,2 p. p.	0,5 p.p.	0,3 p.p.
Índice de Sen (%)	1,4	1,2	1,1	1,2	1,6	1,8	1,8	-0,2 p. p.	0,6 p.p.	0,4 p.p.

Fonte: Microdados da PNAD Contínua.
Elaboração dos autores.

Os resultados mais chamativos dizem respeito ao número de pobres. No caso da linha mais baixa (PBF 2), em 2018 havia 2,4 milhões de pessoas a mais em situação de pobreza do que em 2012 (+ 38%); e 3,8 milhões a mais do que em 2014 (+ 80%).

Para a linha mais alta (1/4 do SM), foram 1,1 milhão de pobres a mais do que em 2012 (+ 5%); e 5,2 milhões a mais do que em 2014 (+ 27%).

Índices de pobreza também são passíveis de decomposições nos mesmos moldes do indicador de bem-estar (apêndice): a variação na pobreza é expressa como resultado de um efeito crescimento e um efeito redistribuição. O primeiro capta o aumento (ou redução) da renda média, mantendo a desigualdade constante. O segundo está ligado a mudanças na distribuição de renda, mantendo a renda média constante.

A tabela 5 exhibe os resultados para as linhas analisadas, dividindo o intervalo entre 2012 e 2018 nos mesmos subperíodos destacados nas seções anteriores. Apesar das fortes variações na renda média, o efeito redistribuição foi o componente dominante na determinação do movimento dos indicadores construídos a partir das três linhas de pobreza, respondendo por pelo menos dois terços da queda da pobreza entre 2012 e 2015 e por toda a deterioração observada em 2012-2015 e 2012-2018. No caso da linha mais baixa do PBF (R\$ 89 *per capita*), o papel do efeito redistribuição é ainda mais forte entre 2012 e 2015.

TABELA 5
Brasil: decomposição da variação do percentual de pobres, para três definições de linhas de pobreza (2012-2018)
(Em p.p.)

	Contribuição		
	2012-2015	2015-2018	2012-2018
Linha de pobreza de 1/4 do SM vigente em 2018 (R\$ 238,50 <i>per capita</i>)			
Efeito crescimento	-0,4	-0,7	-1,2
Efeito redistribuição	-1,0	2,1	1,1
Varição total	-1,5	1,4	-0,1
Linha de pobreza do PBF (R\$ 178,00 <i>per capita</i>)			
Efeito crescimento	-0,4	-0,3	-0,6
Efeito redistribuição	-0,8	2,0	1,2
Varição total	-1,2	1,8	0,6
Linha de extrema pobreza do PBF (R\$ 89,00 <i>per capita</i>)			
Efeito crescimento	-0,1	-0,1	-0,2
Efeito redistribuição	-0,3	1,6	1,2
Varição total	-0,5	1,5	1,0

Fonte: Microdados da PNAD Contínua.
Elaboração dos autores.

Obs.: Varição total pode não ser igual à soma dos efeitos devido a arredondamentos.

Ou seja, nos últimos anos o comportamento das taxas de pobreza foi muito mais sensível a variações na desigualdade do que na renda média. Se não houvesse piora na

desigualdade, o Brasil teria continuado avançando no combate à pobreza tanto entre 2015 e 2018 quanto no período mais longo entre 2012 e 2018 – apesar da recessão e do subsequente baixo crescimento.

Mais uma vez, essa trajetória remete ao funcionamento da proteção social no Brasil. Quando se analisam os dados transversais, o desempenho do nosso sistema de transferências é bom, servindo para reduzir a pobreza em algo em torno de 3 p.p. O sistema, no entanto, foi pouco efetivo na resposta à crise. Por exemplo, não houve qualquer expansão – temporária ou não – no número de famílias beneficiárias do PBF. Na realidade, o programa chegou a encolher nos anos de crise. O valor médio real das transferências tampouco foi reajustado para compensar as perdas no mercado de trabalho; pelo contrário, segundo os microdados da PNAD Contínua, também nesse caso, houve leve redução no auge da crise.

Seja como for, nosso conjunto de resultados reforça a complementariedade entre o combate à pobreza e a redução da desigualdade, algo já destacado há tempos por outros autores (Barros, Henriques e Mendonça, 2000), mas por vezes ainda esquecido no debate público. Especialmente em um país tão desigual quanto o Brasil, a erradicação rápida da pobreza depende fortemente da queda da desigualdade.

8 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste texto, documentamos o fim do processo de melhoria na distribuição de renda que as pesquisas domiciliares mostravam desde o início do século. Embora a variação da renda média na PNAD Contínua entre 2012 e 2018 seja menos dramática do que nas Contas Nacionais, as estatísticas distributivas calculadas a partir desses dados nos fornecem um panorama desolador do que ocorreu a partir de meados da década. As quedas contínuas da desigualdade e da pobreza foram interrompidas e revertidas.

Se esse é o início de uma tendência ou um revés temporário é uma pergunta que extrapola o escopo deste texto. O que é indiscutível é que tamanha guinada significa que os anos 2010 foram uma década perdida no combate à pobreza e à desigualdade. Os retrocessos trouxeram os indicadores de volta para níveis iguais ou piores aos observados no começo da década.

Mais concretamente, a renda média cresceu quase 7% entre 2012 e 2014 e despencou mais de 3% em 2015, mantendo-se estagnada até 2017 e, finalmente, aumentando 4% em 2018. Perdas e ganhos, contudo, foram distribuídos de modo muito desigual. Mais de 80% do crescimento observado entre 2015 e 2018 ficou nas mãos dos mais ricos. Enquanto a renda *per capita* dos 5% mais ricos subiu quase 9% no período, a metade mais pobre mais população viu sua renda média encolher 4%.

Com isso, a queda de 3% do coeficiente de Gini entre 2012 e 2015 transformou-se em um aumento de 4% entre 2015 e 2018. Medidas de desigualdade mais sensíveis à parte de baixo da distribuição produzem números ainda mais amplificadas. Todas as medidas de pobreza que analisamos refletem o mesmo padrão, com pequena diferença de *timing*. O bem-estar, por sua vez, também seguiu essa trajetória, com a ressalva de que, nesse caso, o valor no fim do período foi maior do que o de 2012, graças à recuperação da renda média em 2018.

Quais são as razões imediatas por trás dessa evolução catastrófica da distribuição de renda?

Começemos com o óbvio. O mercado de trabalho não passou ileso pela brutal recessão depois de 2014. A renda do trabalho, que fora o motor do crescimento, transformou-se no grande vilão da crise, derrubando a renda média tanto pelo aumento do desemprego quanto pela queda de salários. O mercado de trabalho foi também o principal responsável pela piora da desigualdade entre 2015 e 2018, contribuindo para cerca de 30% da variação do coeficiente de Gini.

Talvez não tão óbvio, mas também não tão surpreendente, foi o papel limitado das rendas oriundas do PBF, do BPC e do seguro-desemprego na contenção do estrago causado pelo mercado de trabalho. Nossa rede de proteção social, em vez de agir quando mais se precisou dela, ficou refém da situação fiscal difícil, de limitações de desenho e da falta de poder político de seus beneficiários. Com isso, esses mecanismos de proteção contra a pobreza e o desemprego tiveram contribuição praticamente nula para atenuar os efeitos da crise.

Menos óbvio ainda foi o papel da Previdência Social no aumento da desigualdade, principalmente de 2017 a 2018. Os benefícios previdenciários superiores a 1 SM foram

os maiores culpados pela piora da distribuição de renda de 2017 a 2018 e um vilão secundário durante o período 2015-2018 como um todo. Isso provavelmente se deve à Lei nº 13.183 no RGPS e a mudanças demográficas e aumentos salariais anteriores no Regime Próprio de Previdência Social (RPPS).

É difícil fazer previsões sobre a magnitude do impacto da reforma da previdência sobre esses números. Souza, Vaz e Paiva (2018), no entanto, discutem possíveis impactos. A Emenda Constitucional nº 103/2019 não promoveu alterações que, em princípio, piorariam o papel distributivo da Previdência Social: a previdência rural, o BPC-Loas e a vinculação do piso ao SM foram todos preservados; e as idades mínimas tendem a afetar potenciais beneficiários de ATCs, cujos titulares tendem a estar na parte superior da distribuição de renda. Assim, embora esteja claro que a reforma deve ser distributiva, é impossível dizer se esses efeitos serão de magnitude suficiente para anular os demais efeitos regressivos em curso.

Os resultados se tornam ainda mais eloquentes quando olhamos para os mais pobres. Nos últimos anos, o comportamento das taxas de pobreza foi muito mais sensível a variações na desigualdade do que na renda média. Se não houvesse piora na desigualdade, o Brasil teria continuado avançando no combate à pobreza tanto entre 2015 e 2018 quanto no período mais longo, entre 2012 e 2018.

Ou seja, se há uma grande conclusão a ser tirada da série da PNAD Contínua de 2012 a 2018 é que a atuação redistributiva do Estado brasileiro deixou a desejar. Políticas e programas que poderiam mitigar o efeito da recessão e transferir recursos aos mais pobres tiveram sua eficácia limitada por problemas de desenho (especialmente o seguro-desemprego) ou por restrições orçamentárias determinadas politicamente (em particular, o PBF). Já fontes de renda concentradoras, como os diferentes benefícios previdenciários superiores a 1 SM, pouco sofreram com o freio fiscal, devido ao poder político de seus recipientes. Quem não tem renda tampouco tem poder.

REFERÊNCIAS

- BACHA, E.; HOFFMANN, R. Uma interpretação estatística do PIB, da PNAD e do salário mínimo. **Revista de Economia Política**, v. 35, n. 1, p. 64-74, 2015.
- BARBOSA, R. J. Estagnação desigual: desemprego, desalento, informalidade e a distribuição de renda do trabalho no período recente (2012-2019). **Boletim Mercado de Trabalho: Conjuntura e Análise**, n. 67, 2019.
- BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 15, n. 42, p. 123-142, 2000.
- CAETANO, M. A.-R. *et al.* **O fim do fator previdenciário e a introdução da idade mínima: questões para a previdência social no Brasil**. Brasília: Ipea, 2016. (Texto para Discussão, n. 2.230).
- COSTANZI, R. N.; FERNANDES, A. Z.; ANSILIERO, G. **O princípio constitucional de equilíbrio financeiro e atuarial no Regime Geral de Previdência Social: tendências recentes e o caso da regra 85/95 progressiva**. Rio de Janeiro: Ipea, 2018. (Texto para Discussão, n. 2.395).
- HOFFMANN, R.; JESUS, J. G. de; ALMEIDA, S. S. P. de. **A distribuição da renda no Brasil conforme a PNAD: 1995-2017**. Rio de Janeiro: Iepe/CdG, 2018. (Texto para Discussão, n. 45).
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese de indicadores sociais: uma análise das condições de vida da população brasileira**. Rio de Janeiro: IBGE, 2019. (Estudos e Pesquisas: Informação Demográfica e Socioeconômica, n. 40).
- SCHETTINI, B. P.; PIRES, G. M. V.; SANTOS, C. H. M. dos. **Previdência e reposição no serviço público civil federal do Poder Executivo: microssimulações**. Rio de Janeiro: Ipea, 2018. (Texto para Discussão, n. 2.395).
- SOUZA, P. H. G. F. de *et al.* **Os efeitos do Programa Bolsa Família sobre a pobreza e a desigualdade: um balanço dos primeiros quinze anos**. Rio de Janeiro: Ipea, 2019. (Texto para Discussão, n. 2.499).
- SOUZA, P. H. G. F. de; VAZ, F. M.; PAIVA, L. H. **Efeitos redistributivos da Reforma da Previdência**. Brasília: Ipea, 2018. (Texto para Discussão, n. 2.424).

APÊNDICE

METODOLOGIA

1 MEDIDAS DE DESIGUALDADE, BEM-ESTAR E POBREZA

O quadro A.1 lista todas as medidas de desigualdade examinadas neste artigo e as fórmulas mais comuns usadas para calculá-las. As duas fórmulas apresentadas para o coeficiente de Gini geram estimativas idênticas, mas destacam diferentes propriedades dessa medida: a primeira expressa o Gini como a diferença média relativa entre todos os pares de indivíduos em uma população, enquanto a segunda relaciona o Gini à curva de Lorenz, discutida mais adiante. O Gini é uma medida que varia entre 0 e 1, sendo que valores mais altos indicam maior grau de desigualdade. Em termos gerais, trata-se de uma medida de desigualdade relativamente pouco sensível a mudanças nos extremos da distribuição.

O Theil L e o Theil T são medidas de entropia generalizada em que o parâmetro α é igual a 0 e 1, respectivamente. Valores mais baixos do que α significam medidas mais sensíveis a mudanças na parte de baixo da distribuição (como no caso do Theil L), enquanto valores mais elevados implicam medidas mais responsivas a mudanças entre os mais ricos. Quando $\alpha = 1$, como é o caso do Theil T, o indicador dá o mesmo peso a mudanças ao longo de toda a distribuição. Assim como para o Gini, o Theil L e o Theil T assumem valor mínimo de zero quando há igualdade perfeita, e quanto mais elevado seu valor, maior a desigualdade. Para essas duas medidas, os indivíduos com rendimento *per capita* igual a zero normalmente são excluídos da análise devido ao uso de logaritmos nas fórmulas.¹ Além disso, o valor máximo delas não é igual 1 – no caso do Theil L, o máximo sequer é definido.

As razões P90/P10, P90/P50 e P50/10 são intuitivas, apontando apenas quantas vezes a renda no percentil indicado no numerador é maior do que a renda no percentil do denominador. Por definição, essas medidas não levam em conta a distribuição inteira, apenas os percentis selecionados. Elas também são mais voláteis que as medidas anteriores e bastante sensíveis aos extremos da distribuição.

1. Alternativamente, no caso do T de Theil, pode se utilizar o fato do limite de $x \ln(x)$ quando x tende a zero ser zero. Isso quer dizer que se pode também substituir $x \ln(x)$ por zero quando x é zero.

QUADRO A.1
Medidas de desigualdade

Medidas	Fórmulas
Coeficiente de Gini	<p>Gini como diferença média relativa:</p> $Gini = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n y_i - y_j }{2n^2\mu}$ <p>Em que n é o tamanho da amostra e μ é a renda média. Gini a partir da curva de Lorenz:</p> $Gini = 1 - 2 \int_0^1 L(F)dF$ <p>Em que F é a função de distribuição acumulada da renda e $L(\cdot)$ é a função que calcula a curva de Lorenz.</p>
Theil L ou GE(0)	$Theil L = GE(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{\mu}{y_i}\right)$ <p>Em que n é o tamanho da amostra e μ é a renda média.</p>
Theil T ou GE(1)	$Theil T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\mu} \ln\left(\frac{y_i}{\mu}\right)$ <p>Em que n é o tamanho da amostra e μ é a renda média.</p>
Razão 90/10	$\frac{P90}{P10} = \frac{F^{-1}(.9)}{F^{-1}(.1)}$ <p>Em que $F^{-1}(\cdot)$ é a inversa da função de distribuição acumulada; $P90$ é o percentil 90; e $P10$ é o percentil 10 da distribuição.</p>
Razão 90/50	$\frac{P90}{P50} = \frac{F^{-1}(.9)}{F^{-1}(.5)}$ <p>Em que $F^{-1}(\cdot)$ é a inversa da função de distribuição acumulada; $P90$ é o percentil 90; e $P50$ é o percentil 50 da distribuição.</p>
Razão 50/10	$\frac{P50}{P10} = \frac{F^{-1}(.5)}{F^{-1}(.1)}$ <p>Em que $F^{-1}(\cdot)$ é a inversa da função de distribuição acumulada; $P50$ é o percentil 50; e $P10$ é o percentil 10 da distribuição.</p>
Razão de Palma	$Palma = \frac{S_{10+}}{S_{40-}} = \frac{\int_{0.9}^1 F^{-1}(p)dp}{\int_0^{0.4} F^{-1}(p)dp}$ <p>Em que S_{10+} é a fração da renda pertencente aos 10% mais ricos; $F^{-1}(\cdot)$ é a fração pertencente aos 40% mais pobres; e S_{40-} é a fração da função de distribuição acumulada.</p>

Elaboração dos autores.

Por fim, a razão de Palma equivale simplesmente à razão entre a fração da renda total apropriada pelos 10% mais ricos e a fração da renda apropriada pelos 40% mais pobres. Seu nome e sua popularidade decorrem largamente dos trabalhos do economista chileno José Gabriel Palma, que argumentou que a polarização entre a fatia dos mais ricos e a fatia dos mais pobres explica quase toda variação da desigualdade entre países (Palma, 2011). Por definição, essa medida considera apenas a desigualdade entre os grupos no extremo da distribuição e, assim como as razões citadas, é bastante volátil.

Todas as fórmulas apresentadas são calculadas sem levar em conta o desenho complexo da amostra da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua). Portanto, todas as fórmulas foram calculadas supondo que cada observação é repetida P_i vezes, em que P_i é o peso amostral da observação i .

A medida de bem-estar avaliada neste artigo satisfaz os axiomas de bem-estar propostos em Sen (1982), com base em dois componentes: a renda domiciliar *per capita* média (μ) e o coeficiente de Gini (G). Mais concretamente, o índice de bem-estar analisado adiante é calculado pela fórmula (mais detalhes em Kakwani, 1980, p. 75-79):

$$W = \mu(1 - G) \quad (\text{A.1})$$

Por definição, essa medida de bem-estar varia entre 0 e μ , atingindo valor mínimo somente se a renda média for zero ou o Gini for igual a um (desigualdade perfeita) e o valor máximo apenas se o Gini for zero (igualdade perfeita). Na prática, a desigualdade funciona como uma penalização ao bem-estar. Se $G < 0,500$, o bem-estar é mais sensível à renda média do que à desigualdade; e vice-versa se $G > 0,500$.

Finalmente, nossas análises sobre pobreza envolvem o cálculo de cinco medidas para três linhas de pobreza diferentes. As medidas são as tradicionais da literatura: o número de pobres; três medidas da família de medidas proposta por Foster, Greer e Thorbecke (FGT) (1984); e o índice de Sen. O número de pobres é autoexplicativo; já as medidas da família FGT seguem a fórmula:

$$P(\alpha) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^\alpha \quad (\text{A.2})$$

Em que N é o tamanho da população, y_i é a renda *per capita* do i -ésimo indivíduo, z é o valor da linha de pobreza e α é um parâmetro de aversão à desigualdade. Neste artigo, calculamos resultados para $\alpha = 0, 1$ e 2 . A medida $P(0)$ equivale à proporção de pobres na população; a medida $P(1)$ – o índice de hiato de pobreza – é igual à multiplicação da proporção de pobres pela intensidade média da pobreza; e a medida $P(2)$ – o índice de severidade da pobreza – leva em conta também a desigualdade entre os pobres, medida pelo quadrado do coeficiente de variação.

O índice de Sen também depende da proporção de pobres, da intensidade da pobreza e da desigualdade entre os pobres, medida agora pelo coeficiente de Gini, e não pelo quadrado do coeficiente de variação (Sen, 1976). Esse índice pode ser calculado pela fórmula:

$$P_{Sen} = P(0) * G_{pobres} + P(1) * (1 - G_{pobres}) \quad (A.3)$$

Em que $P(0)$ e $P(1)$ são as medidas descritas, e G_{pobres} é o coeficiente de Gini estimado apenas entre os pobres.

Como o Brasil não possui uma linha oficial de pobreza, calculamos essas medidas para três linhas diferentes, muito utilizadas em análises distributivas brasileiras e que cobrem todo o espectro de linhas plausíveis: as duas linhas de elegibilidade ao Programa Bolsa Família (PBF) (R\$ 89 e R\$ 179 mensais *per capita* em 2018); e a linha de 1/4 do salário mínimo (SM) mensal *per capita*, tomando como referência o SM de 2018 (R\$ 954, o que resulta em uma linha de R\$ 238,50).

2 DECOMPOSIÇÕES

A variação do índice de bem-estar definido pela fórmula $W = \mu(1 - G)$ entre dois pontos no tempo pode ser decomposta em dois termos pela fórmula:

$$\Delta W = \Delta\mu(1 - \bar{G}) + \bar{\mu}\Delta G \quad (A.4)$$

O primeiro termo representa a contribuição do crescimento econômico para a variação do bem-estar (efeito crescimento); o segundo corresponde ao papel da variação nos níveis de desigualdade (efeito redistribuição). A barra horizontal sobrescrita denota o valor médio entre os dois períodos.

O crescimento da renda média pode ser decomposto por fontes de renda de maneira análoga. Em um momento qualquer do tempo, suponha que a renda total foi classificada em K fontes distintas. Podemos então escrever a renda média como:

$$y = \sum_{k=1}^K r_k y_k^* \quad (A.5)$$

Em que r_k é a fração da população com rendimentos positivos da k -ésima fonte; e y_k^* é a renda média daquela fonte entre os recebedores.

Com isso, a variação da renda entre dois momentos no tempo pode ser escrita como a soma, para cada fonte k , de dois efeitos. A fórmula segue a lógica análoga à utilizada para a decomposição do índice de bem-estar. O primeiro termo representa o efeito de recebedores, ligado a variações na proporção de recebedores de cada fonte, e o efeito de médias, decorrente de mudanças nos valores médios recebidos entre os recebedores:

$$\Delta y = \sum_{k=1}^K \Delta r_k \bar{y}_k^* + \bar{r}_k \Delta y_k^* \quad (\text{A.6})$$

Mais uma vez, Δ denota a variação entre o início e o fim do período, e as barras sobrescritas representam o valor médio entre os dois pontos do tempo.

Para a desigualdade, por sua vez, nossas análises baseiam-se na decomposição do coeficiente de Gini. Como mostrou Rao (1969), entre outros, a decomposição estática do Gini por fatores ou fontes de renda pode ser escrita como:

$$G = \sum_{k=1}^K C_k S_k \quad (\text{A.7})$$

Em que C_k é o coeficiente de concentração e S_k é a participação na renda total da fonte k , definidos por:

$$C_k = \frac{2}{\mu_k N} \text{cov}(i, y_k) \quad (\text{A.8})$$

$$S_k = \frac{\mu_k}{\mu} \quad (\text{A.9})$$

Os coeficientes de concentração captam tanto a associação entre a fonte k e a renda total quanto a dispersão relativa da fonte k . Esses coeficientes variam entre -1 e +1, chegando ao mínimo quando toda a renda da fonte k é apropriada pelo indivíduo mais pobre na distribuição da renda total e vice-versa. Coeficientes iguais a zero implicam distribuição uniforme da fonte k ao longo da população.

A decomposição dinâmica do Gini entre dois pontos no tempo, desenvolvida por Soares (2006) e Hoffmann (2006; 2013), também desagrega a contribuição de cada fonte k em dois termos:

$$\Delta G = \sum_{k=1}^K \bar{S}_k \Delta C_k + (\bar{C}_k - \bar{G}) \Delta S_k \quad (\text{A.10})$$

O primeiro termo corresponde ao efeito concentração, isto é, à variação na desigualdade total provocada por mudanças no coeficiente de concentração da fonte k . O segundo termo representa o efeito participação, causado por mudanças na composição da renda total.

Finalmente, a decomposição dinâmica da pobreza realizada na seção 7 segue a metodologia de Datt e Ravallion (1992) e de Kakwani (1980), que desagrega a variação da pobreza em crescimento econômico e mudanças distributivas. No texto, aplicamos a decomposição somente ao percentual de pobres, mas ela pode ser usada com qualquer medida de pobreza aditivamente decomponível.

Sendo $P(z, \mu, L(\cdot))$ a função que calcula alguma medida de pobreza com base na linha de pobreza (z), na renda média (μ) e na curva de Lorenz da distribuição de renda ($L(\cdot)$), a variação em P pode então ser representada pela soma de dois componentes: o efeito crescimento, dado pelo aumento (ou diminuição) da renda média mantendo constante a distribuição dada pela curva de Lorenz; e o efeito redistribuição, que é o impacto sobre a pobreza das mudanças distributivas, mantendo a renda constante. Formalmente, para uma linha de pobreza constante (omitida dos argumentos a seguir), essa decomposição é dada por:

$$\Delta P = P_2 - P_1 = (\Delta P)_{cresc} + (\Delta P)_{redist} \quad (\text{A.11})$$

$$(\Delta P)_{cresc} = \frac{1}{2} \{ [P(\mu_2, L_1(p)) - P(\mu_1, L_1(p))] + [P(\mu_2, L_2(p)) - P(\mu_1, L_2(p))] \} \quad (\text{A.11.1})$$

$$(\Delta P)_{redist} = \frac{1}{2} \{ [P(\mu_1, L_2(p)) - P(\mu_1, L_1(p))] + [P(\mu_2, L_2(p)) - P(\mu_2, L_1(p))] \} \quad (\text{A.11.2})$$

A fórmula segue a estratégia da decomposição de Shapley para isolar a influência de cada termo, a fim de que nenhum termo interativo ou resíduo seja produzido (Shorrocks, 2013).

REFERÊNCIAS

- DATT, G.; RAVALLION, M. Growth and redistribution components of changes in poverty measures: a decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. **Journal of Development Economics**, v. 38, n. 2, p. 275-295, 1992.
- FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, n. 3, p. 761-776, 1984.
- HOFFMANN, R. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 55-81, 2006.
- _____. How to measure the progressivity of an income component. **Applied Economics Letters**, v. 20, n. 4, p. 328-331, 2013.
- KAKWANI, N. C. **Income inequality and poverty: methods of estimation and policy implications**. Washington: World Bank, 1980.
- PALMA, J. G. Homogeneous middles vs. heterogeneous tails, and the end of the 'inverted-U': it's all about the share of the rich. **Development and Change**, v. 42, n. 1, p. 87-153, 2011.
- RAO, V. M. Two decompositions of concentration ratio. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 132, n. 3, p. 418-425, 1969.
- SEN, A. Poverty: an ordinal approach to measurement. **Econometrica**, v. 44, n. 2, p. 219-231, 1976.
- _____. **Choice, welfare and measurement**. Cambridge, United States: MIT Press, 1982.
- SHORROCKS, A. F. Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value. **Journal of Economic Inequality**, v. 11, p. 99-126, 2013.
- SOARES, S. S. D. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 83-115, 2006.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Assessoria de Imprensa e Comunicação

EDITORIAL

Coordenação

Reginaldo da Silva Domingos

Supervisão

Carlos Henrique Santos Vianna

Revisão

Bruna Oliveira Ranquine da Rocha

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Lis Silva Hall

Mariana Silva de Lima

Marlon Magno Abreu de Carvalho

Vivian Barros Volotão Santos

Laysa Martins Barbosa Lima (estagiária)

Editoração

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Mayana Mendes de Mattos

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

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

