

POBREZA E DESIGUALDADE NO BRASIL NO CURTO E NO LONGO PRAZO

Disoc

Diretoria de Estudos e Políticas Sociais

Nº 120

Pedro H. G. Ferreira de Souza
Marcos D. Hecksher

ipea

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Junho de 2026

Governo Federal

Ministério do Planejamento e Orçamento
Ministro Bruno Moretti

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, 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.

Presidenta

LUCIANA MENDES SANTOS SERVO

Diretor de Desenvolvimento Institucional
FERNANDO GAIGER SILVEIRA

**Diretora de Estudos e Políticas do Estado,
das Instituições e da Democracia**
LUSENI MARIA CORDEIRO DE AQUINO

**Diretor de Estudos e Políticas
Macroeconômicas**
CLÁUDIO ROBERTO AMITRANO

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,
Urbanas e Ambientais**
ALEXANDRE DOS SANTOS CUNHA

**Diretor de Estudos e Políticas Setoriais,
de Inovação, Regulação e Infraestrutura**
PEDRO CARVALHO DE MIRANDA

Diretora de Estudos e Políticas Sociais
LETÍCIA BARTHOLO DE OLIVEIRA E SILVA

Diretora de Estudos Internacionais
KEITI DA ROCHA GOMES

Chefe de Gabinete
SHEILA CRISTINA TOLENTINO BARBOSA

**Coordenadora-Geral de Imprensa e
Comunicação Social**
GISELE AMARAL DE SOUZA

Ouvidoria: <https://www.ipea.gov.br/ouvidoria>
URL: <https://www.ipea.gov.br>

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2026

EQUIPE TÉCNICA

Pedro H. G. Ferreira de Souza

Coordenador de Assistência Social, Pobreza e Desigualdade da Diretoria de Estudos e Políticas Sociais do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Disoc/Ipea). *E-mail:* pedro.souza@ipea.gov.br.

Marcos D. Hecksher

Coordenador de Produtividade, Concorrência e Tributação da Diretoria de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura (Diset) do Ipea. *E-mail:* marcos.hecksher@ipea.gov.br.

Como citar:

SOUZA, Pedro H. G. Ferreira de; HECKSHER, Marcos D. Pobreza e desigualdade no Brasil no curto e no longo prazo. Brasília: Ipea, jun. 2026. (Disoc: Nota Técnica, 120). DOI: <https://dx.doi.org/10.38116/nt-Disoc120>.

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e ePUB (livros e periódicos). Acesse: <https://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 do Planejamento e Orçamento.

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

Sumário

SINOPSE.....	4
1 INTRODUÇÃO	4
2 RENDA, DESIGUALDADE E POBREZA DE 1995 A 2024.....	5
3 DETERMINANTES IMEDIATOS DAS MUDANÇAS RECENTES	9
REFERÊNCIAS	15
APÊNDICE A.....	18

SINOPSE

O objetivo desta nota é documentar, decompor e analisar as mudanças na distribuição de renda no Brasil entre 1995 e 2024, com ênfase no período mais recente, a partir das informações de pesquisas domiciliares do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD; e PNAD Contínua). Os resultados mostram que, no longo prazo, os indicadores de renda, desigualdade e pobreza apresentaram avanços expressivos, embora o progresso tenha se concentrado em apenas dois períodos: os anos entre 2003 e 2014; e a retomada pós-pandemia, entre 2021 e 2024. Ainda assim, o Brasil registrou, em 2024, os melhores números da série histórica das pesquisas domiciliares. Por meio de decomposições, mostramos que os ganhos distributivos dos últimos anos foram impulsionados, em igual medida, pelo aquecimento do mercado de trabalho e pela expansão das transferências assistenciais, que se tornaram mais efetivas no combate à pobreza e à desigualdade.

Palavras-chave: desigualdade; pobreza; transferência de renda.

1 INTRODUÇÃO¹

A distribuição de renda no Brasil passou por mudanças abruptas no início da década de 2020, com grande instabilidade nos indicadores de pobreza e desigualdade em meio às turbulências ensejadas pela pandemia de covid-19 (Neri e Hecksher, 2022; Souza, Osorio e Hecksher, 2022; Souza, 2024). A disponibilização de dados coletados após o fim da crise sanitária permite fazer uma reavaliação do período recente e comparações de longo prazo que coloquem os rumos da pobreza e da desigualdade no Brasil em perspectiva histórica adequada.

Por isso, o objetivo desta nota é documentar, decompor e analisar as transformações na distribuição de renda captadas em pesquisas domiciliares em séries anuais que vão até 2024. Nossa investigação está dividida em duas partes. Primeiro, descrevemos a evolução da renda média, da desigualdade e da pobreza no longo prazo. Ao encadear as séries atuais da PNAD Contínua às da antiga PNAD, estendemos a análise para o passado até 1995, ano em que as informações sobre rendimentos domiciliares deixaram de ser afetadas pela inflação descontrolada que precedeu o Plano Real, o que torna as comparações mais seguras. Depois, priorizamos o período da PNAD Contínua, iniciado em 2012, para quantificar as contribuições de alguns determinantes das mudanças recentes e responder a perguntas de três tipos: i) qual o efeito estático das transferências assistenciais a cada ano?; ii) quanto cada fonte de renda contribuiu para as variações na desigualdade e na pobreza?; e iii) quanto a pobreza foi afetada pelo crescimento e por mudanças na distribuição de renda em cada período?

Os resultados indicam que, no longo prazo, o Brasil melhorou bastante: nas três décadas entre 1995 e 2024, a renda média cresceu cerca de 70%, o coeficiente de Gini recuou quase 18% e a taxa de pobreza extrema baixou de 25% para menos de 5% nas pesquisas domiciliares. Entretanto, o progresso não foi linear, concentrando-se em dois períodos bem demarcados – os anos entre 2003 e 2014 e, mais recentemente, a retomada pós-pandemia, entre 2021 e 2024. Ainda assim, chegamos a 2024 com os melhores números da série histórica das pesquisas domiciliares para a renda média, a desigualdade e a pobreza.

1. Os autores agradecem aos pareceristas anônimos por seus ótimos comentários e sugestões. Eventuais erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

No curto prazo, nossas decomposições revelam que essa melhora, entre 2021 e 2024, foi impulsionada em igual medida pelo aquecimento do mercado de trabalho e pela expansão das transferências assistenciais, que se tornaram muito mais efetivas para a redução da desigualdade e da pobreza.

Nossa análise é inteiramente baseada em informações de pesquisas domiciliares, que possuem limitações importantes. No mundo todo, esse tipo de pesquisa enfrenta dificuldades para captar os rendimentos de trabalhadores por conta própria e empregadores, transferências da assistência social e, principalmente, rendimentos financeiros e do capital e outros rendimentos recebidos irregularmente. No Brasil, a concentração de renda no topo é muito maior nos dados tributários e segue trajetória distinta da revelada pelas pesquisas domiciliares (De Rosa, Flores e Morgan, 2024; Medeiros, Souza e Castro, 2015a, 2015b; Souza, 2018a, 2018b). Ao mesmo tempo, as transferências assistenciais do Benefício de Prestação Continuada (BPC), do Programa Bolsa Família (PBF) e congêneres também são subestimadas na PNAD e na PNAD Contínua (Paiva, Sousa e Nunes, 2020; Rocha, 2008; Soares *et al.*, 2007; Souza e Bruce, 2022). Devido à indisponibilidade de dados e à ausência de metodologias amplamente aceitas, não fizemos nenhum ajuste para atenuar essas questões. Todos os nossos resultados devem ser interpretados com essa ressalva.

Nossas estimativas incorporam duas revisões metodológicas recentes: atualização das linhas internacionais de pobreza do Banco Mundial, que foram recalculadas para os fatores de paridade de poder de compra (PPC) aferidos em 2021 (Foster *et al.*, 2025); e a reponderação dos pesos de toda a série de microdados da PNAD Contínua à luz das estimativas populacionais baseadas no Censo 2022 (IBGE, 2025). Para facilitar a leitura, essas e outras informações metodológicas foram deslocadas para o apêndice, que detalha as fontes de dados, os procedimentos de tratamento das variáveis, o método de encadeamento das séries temporais, as linhas de pobreza, e fórmulas para os indicadores e as decomposições.

2 RENDA, DESIGUALDADE E POBREZA DE 1995 A 2024

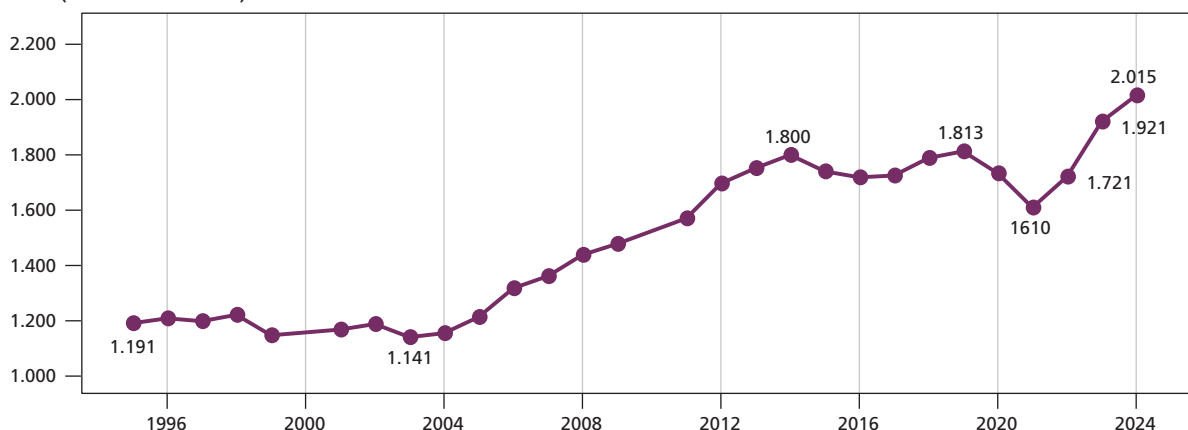
A primeira vez que uma grande amostra de brasileiros respondeu às perguntas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) sobre rendimentos em reais foi há três décadas. Em 1994, cortes orçamentários tinham inviabilizado a realização da primeira PNAD com a nova moeda, mas, no ano seguinte, quando a pesquisa foi a campo, a inflação acumulada em doze meses já havia sido reduzida de quatro para dois dígitos. Mais até do que os preços, as rendas haviam se tornado bem mais estáveis e previsíveis, o que facilitava as respostas dos entrevistados às questões dos entrevistadores.

O gráfico 1 apresenta a evolução da renda domiciliar *per capita*, expressa em valores médios de 2024, desde então, encadeando a antiga PNAD com a atual PNAD Contínua. O crescimento real da renda média entre 1995 e 2024 foi de quase 70%, o que implica uma taxa média de 1,8% ao ano (a.a.), ritmo superior à evolução do produto interno bruto (PIB) *per capita* (1,3% a.a.).²

2. As informações sobre o PIB per capita foram extraídas do site do Banco Central do Brasil e cobrem somente o período entre 1996 e 2024. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 22 set. 2025.

GRÁFICO 1

Renda domiciliar *per capita* – Brasil (1995-2024) (Em R\$ de 2024)



Fonte: Microdados da PNAD de 1995 a 2011 e da PNAD Contínua de 2012 a 2024.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Informações complementares disponíveis no apêndice A.

2. Dados da PNAD não disponíveis para 2000 e 2010.

No entanto, esse crescimento não foi uniforme ao longo do período. Em 1995, a renda média foi de R\$ 1.191 mensais por habitante do país, valor que pouco mudou nos primeiros anos da nova moeda, quando o país atravessou uma série de crises. Assim, em 2003, o abstrato “brasileiro médio” tinha renda 4% menor do que em 1995, mas, a partir de então, o país experimentou onze anos seguidos de aumento real da renda domiciliar *per capita*, acumulando uma alta de 58%, o equivalente a 4,2% a.a., em média, até alcançar R\$ 1.800 em 2014. Com efeito, cerca de 80% do aumento da renda domiciliar *per capita* entre 1995 e 2024 ocorreu no intervalo de 2003 a 2014.

O período seguinte foi de múltiplas crises. A forte recessão de 2014 a 2016 derrubou a renda média em 4,5%, e a lenta recuperação na segunda metade da década foi suficiente apenas para retornarmos ao patamar anterior. Em seguida, veio a pandemia, que trouxe novas perdas – em 2021, a renda domiciliar *per capita* atingiu seu menor valor em uma década.

Por fim, o indicador se recuperou com o triênio de maior crescimento do poder de compra médio dos brasileiros desde o Plano Real, acumulando alta de mais de 25%, isto é, 7,8% a.a. entre 2021 e 2024. Neste último ano, a renda média alcançou o maior valor da história (R\$ 2.015 por pessoa, em preços médios de 2024). A recuperação da renda média, nos últimos anos, acompanhou a do PIB *per capita*, que voltou a crescer mais no Brasil do que no resto do mundo em 2023 e 2024, o que não ocorria desde 2013.³

Os gráficos 2 e 3 mostram a evolução da desigualdade de renda nas pesquisas domiciliares, de acordo com o coeficiente de Gini e a razão de Palma, respectivamente. Nos dois casos, valores mais altos indicam maior desigualdade: o coeficiente de Gini pode variar entre zero (quando todas as rendas são idênticas) e 100 (quando toda a renda se concentra em um infinitésimo da população), enquanto a razão de Palma é o resultado da divisão entre a proporção da renda total do país recebida pelos 10% mais ricos e a proporção recebida pelos 40% mais pobres. Assim como para o Gini, valores mais altos denotam maior desigualdade.⁴

Os resultados revelam padrões semelhantes, com alta correlação entre a trajetória da desigualdade e os ciclos econômicos discutidos acima: estagnação nos anos 1990; avanços rápidos nos anos 2000;

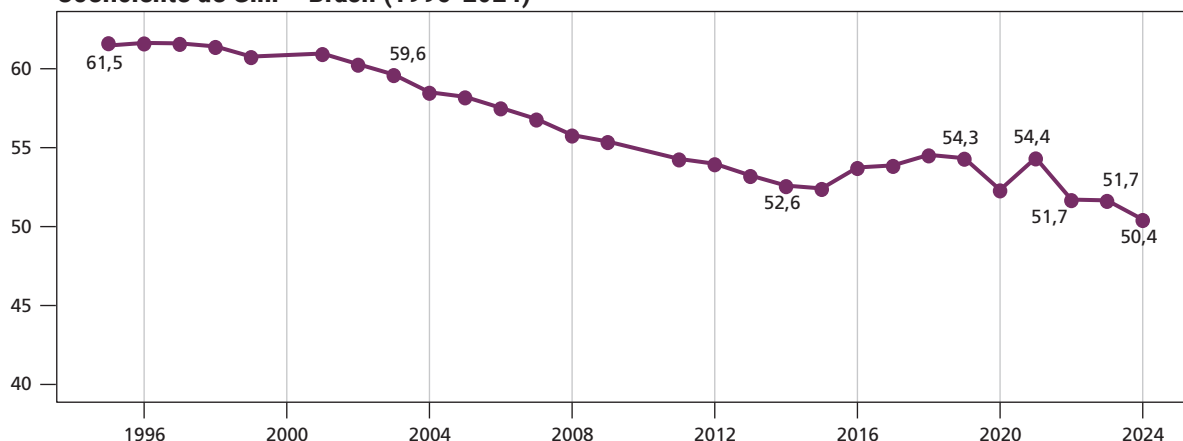
3. Dados compilados pelo Banco Mundial. Para mais informações, ver: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.KD.ZG?end=2024&locations=BR-1W&start=1995>. Acesso em: 22 set. 2025.

4. Informações complementares disponíveis na seção A.5 do apêndice A.

inflexão e retrocesso entre a recessão dos anos 2010 e a pandemia de covid-19; e, por fim, novo período de progresso desde 2021.

GRÁFICO 2

Coeficiente de Gini – Brasil (1995-2024)



Fonte: Microdados da PNAD de 1995 a 2012 e da PNAD Contínua de 2012 a 2024.

Elaboração dos autores.

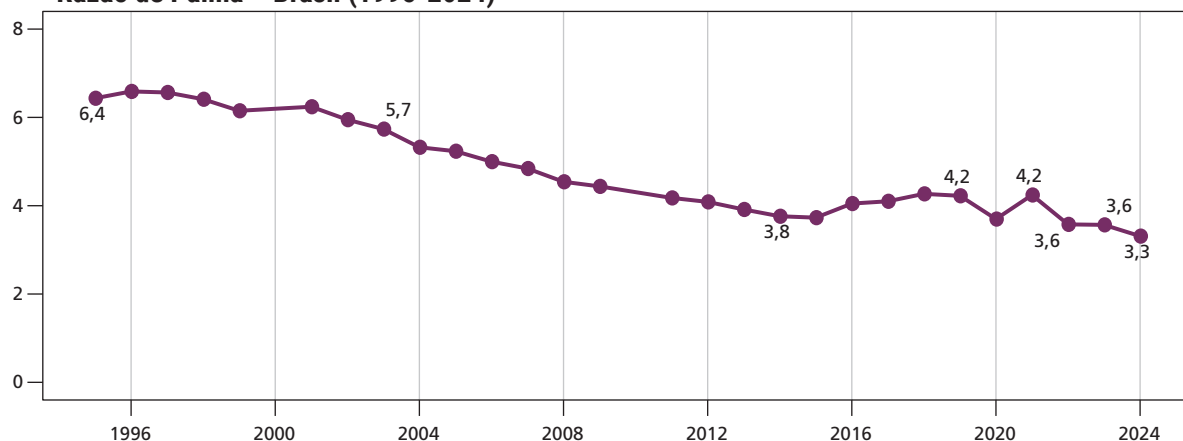
Obs.: 1. Informações complementares disponíveis no apêndice A.

2. Os valores do índice estão expressos em escala x100.

3. Dados da PNAD não disponíveis para 2000 e 2010.

GRÁFICO 3

Razão de Palma – Brasil (1995-2024)



Fonte: Microdados da PNAD de 1995 a 2012 e da PNAD Contínua de 2012 a 2024.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Informações complementares disponíveis no apêndice A.

2. Dados da PNAD não disponíveis para 2000 e 2010.

Mais concretamente, tanto o coeficiente de Gini quanto a razão de Palma permaneceram relativamente estáveis, com leve tendência declinante, na segunda metade dos anos 1990, mas começaram a recuar de forma mais nítida já em 2002, antes mesmo do início da retomada econômica. Desde então, ambos continuaram a cair ano após ano, sem nenhum repique, até 2015, registrando uma sequência de catorze anos ininterruptos de redução, em um momento de crescimento econômico. O coeficiente de Gini acumulou queda de 8,5 pontos (14%), enquanto a razão de Palma caiu 2,5 pontos (40%). O Brasil não deixou de figurar entre os países mais desiguais do mundo, mas foram reduções expressivas, inéditas nas pesquisas domiciliares

nacionais e raras mundo afora, embora verificadas também em outros países latino-americanos na mesma época (Barros *et al.*, 2006; Gasparini e Lustig, 2011; Soares, 2008).⁵

Esse movimento foi revertido nas crises dos anos seguintes e, entre 2018 e 2021, as duas medidas de desigualdade retornaram aos níveis de 2011. A exceção notável do período foi o ano pandêmico de 2020, quando a primeira e mais generosa edição do Auxílio Emergencial (AE) levou o Gini e a razão de Palma, temporariamente, aos melhores níveis alcançados até então. A redução brusca das transferências em 2021, porém, anulou toda a queda da desigualdade experimentada no ano anterior.

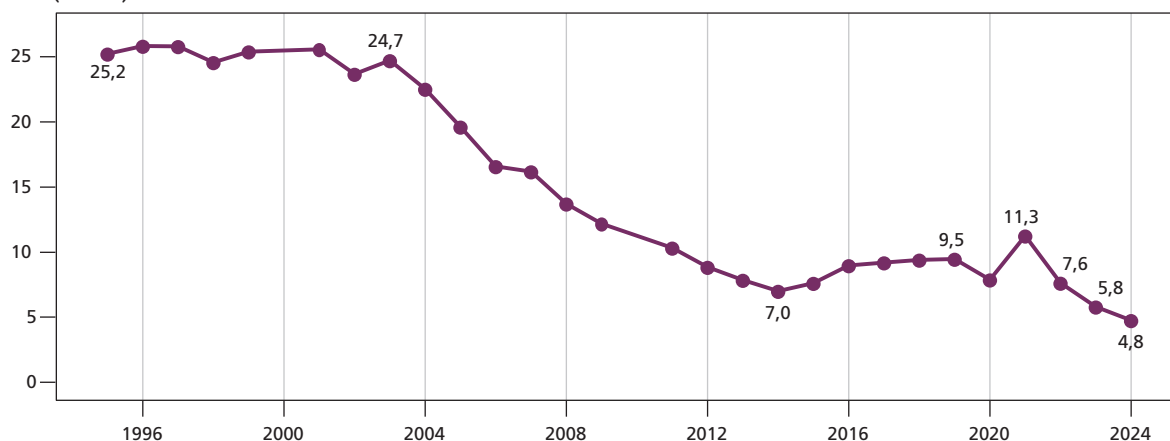
Mais uma vez, a retomada do crescimento se fez acompanhar da redução da desigualdade, que alcançou em 2024 novos mínimos históricos. Como veremos na próxima seção, a recuperação do mercado de trabalho e a expansão das transferências assistenciais contribuíram para que o coeficiente de Gini e a razão de Palma recuassem, respectivamente, 7% e 22% em apenas três anos. Ao contrário da renda média, que cresceu mais em 2023, os maiores avanços contra a desigualdade vieram em 2022 e 2024, com estabilidade dos índices em 2023.

A combinação recente de crescimento econômico e menor desigualdade produziu progresso considerável contra a pobreza. Os gráficos 4 e 5 reportam a trajetória do percentual de pobres para duas linhas de pobreza calculadas pelo Banco Mundial e frequentemente usadas em comparações internacionais. Para simplificar a exposição, vamos nos referir à linha de US\$ 3 por pessoa por dia, exibida no gráfico 4, como linha de “extrema pobreza”, pois reflete os padrões nacionais dos países mais pobres do mundo. A linha de US\$ 8,30 por pessoa por dia adota como parâmetro os países de renda média-alta, grupo que inclui o Brasil, e, por isso, será caracterizada aqui como “linha de pobreza”. As duas linhas correspondem, respectivamente, a R\$ 267 e R\$ 738 mensais por pessoa, em valores médios de 2024. Como mencionado, ambas as linhas, assim como a linha intermediária de US\$ 4,20 por dia, foram atualizadas em meados de 2025, incorporando fatores PPC de 2021 (Foster *et al.*, 2025).⁶

GRÁFICO 4

Taxa de extrema pobreza para a linha de US\$ 3/dia – Brasil (1995-2024)

(Em %)



Fonte: Microdados da PNAD de 1995 a 2012 e da PNAD Contínua de 2012 a 2024.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A linha de extrema pobreza de US\$ 3 por pessoa por dia, com fator PPC de 2021, equivale a R\$ 267 mensais por pessoa, em valores médios de 2024.

2. Informações complementares disponíveis no apêndice A.

3. Dados da PNAD não disponíveis para 2000 e 2010.

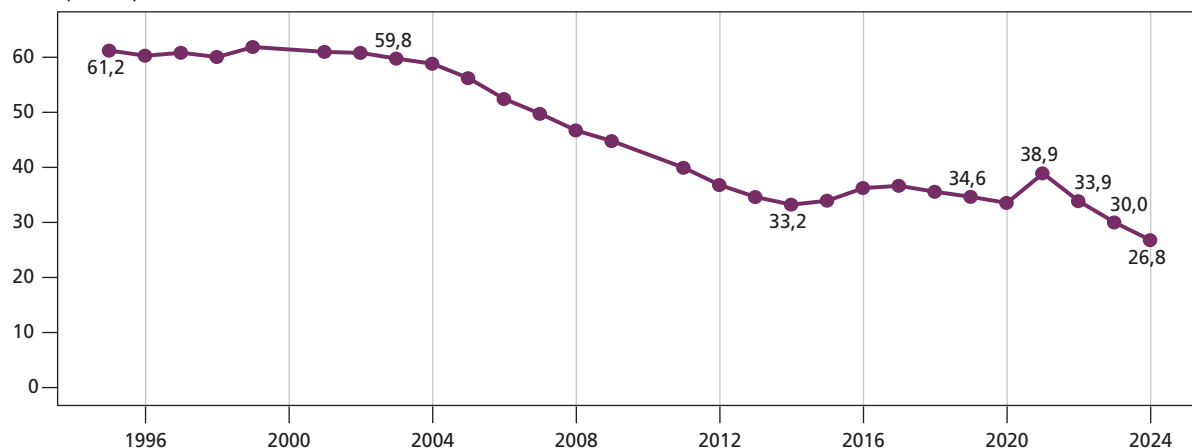
5. Como mencionado, estudos baseados em dados tributários chegaram a conclusões menos otimistas, apontando estabilidade da concentração de renda no topo e reduções modestas ou mesmo inexistentes em medidas sintéticas como o Gini (De Rosa, Flores e Morgan, 2024; Medeiros, Souza e Castro, 2015a, 2015b; Souza, 2018a, 2018b).

6. Para mais informações, ver seção A.4 do apêndice A. Os resultados para a linha de US\$ 4,20 por dia, assim como as estimativas para os indicadores FGT(1) e FGT(2), foram omitidos por motivos de espaço.

GRÁFICO 5

Taxa de pobreza para a linha de US\$ 8,30/dia – Brasil (1995-2024)

(Em %)



Fonte: Microdados da PNAD de 1995 a 2012 e da PNAD Contínua de 2012 a 2024.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A linha de pobreza de US\$ 8,30 por pessoa por dia, com fator PPC de 2021, equivale a R\$ 738 mensais por pessoa, em valores médios de 2024.

2. Informações complementares disponíveis no apêndice A.

3. Dados da PNAD não disponíveis para 2000 e 2010.

As estimativas de pobreza repetem os padrões anteriores, com alternância entre períodos de estagnação (ou até mesmo retrocesso) e de progresso. Em meados dos anos 1990, 25% da população viviam em extrema pobreza e mais de 60% eram pobres, percentuais que permaneceram estáveis até 2003. Em seguida, nos onze anos entre 2003 e 2014, que aliaram crescimento da renda média e queda da desigualdade, ambas as taxas caíram continuamente. A taxa de extrema pobreza diminuiu 17,7 pontos percentuais (p.p.), de 24,7% para 7%, enquanto o percentual de pobres recuou 26,5 p.p., de 59,8% para 33,2%.

A reversão de trajetória no período 2015-2021 foi mais dramática para a extrema pobreza, que subiu mais de 4 p.p., refletindo o efeito desproporcional das crises sobre os mais pobres entre os pobres (Souza, Hecksher e Osorio, 2022). De todo modo, ambas as taxas chegaram em 2021 a patamares próximos aos observados dez anos antes.

Em compensação, a pobreza despencou com a recuperação desde o pior momento da pandemia, registrando em 2024 os menores níveis da série histórica. A extrema pobreza diminuiu 6,5 p.p. e a pobreza, mais de 12 p.p., sendo que, nos dois casos, a melhora foi especialmente forte no início da retomada, mas perdurou em ritmo acentuado até o fim da série. Em 2024, a PNAD Contínua apontava que 4,8% dos brasileiros viviam em domicílios com renda inferior a R\$ 267 mensais por pessoa e 26,8% estavam em domicílios com menos de R\$ 738 mensais por pessoa.

3 DETERMINANTES IMEDIATOS DAS MUDANÇAS RECENTES

Os resultados da seção anterior mostram grandes avanços recentes nos indicadores sociais, depois de anos de estagnação ou até retrocesso. Nesta seção, recorreremos a uma série de comparações e decomposições para esclarecer o que mudou na distribuição de renda captada pelas pesquisas domiciliares.

A maior novidade na política social brasileira dos últimos anos foi a expansão inédita das transferências assistenciais durante e após a pandemia. Entre 2019 e 2024, as transferências do PBF e do BPC cresceram 135% em termos reais. Em termos relativos, os gastos aumentaram de 1,2% para 2,3% do PIB.

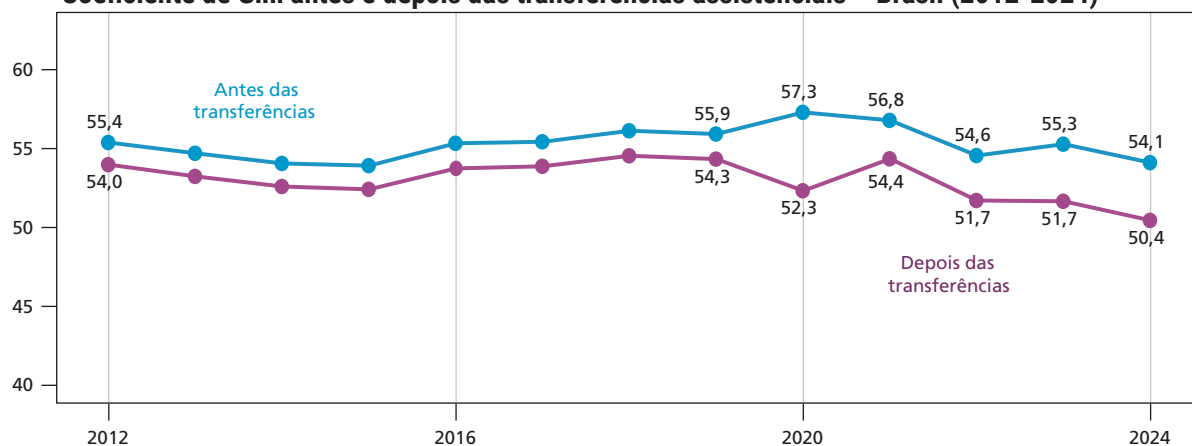
Dada essa expansão, começamos pela comparação de indicadores antes e depois dessas transferências, para obtermos uma primeira aproximação dos efeitos imediatos dos programas a cada ano.⁷ Os gráficos 6 e 7 apresentam, respectivamente, as estimativas antes e depois das transferências para o coeficiente de Gini e para a taxa de extrema pobreza obtida com a linha de US\$ 3 por pessoa por dia, em dólares internacionais de 2021. Os valores depois das transferências são idênticos aos da seção anterior, enquanto os números pré-transferências são calculados para a distribuição da renda domiciliar *per capita*, excluindo-se os benefícios do BPC, do PBF, do Programa Auxílio Brasil (PAB) e do AE.

Os dois gráficos mostram que, na comparação estática para cada ano, os efeitos das transferências aumentaram muito desde 2020, em termos absolutos ou relativos. No biênio 2023-2024, a redução da desigualdade e da extrema pobreza, após a inclusão das transferências, foi mais do que duas vezes maior do que a média observada nos anos 2010. Não à toa, o biênio 2023-2024 apresentou os melhores números da série histórica, se deixarmos de lado o ano atípico de 2020, em que o AE fez com que as transferências assistenciais chegassem excepcionalmente a 4,6% do PIB.⁸

Entre 2012 e 2019, a inclusão das transferências reduzia o coeficiente de Gini em apenas 1,5 ponto em média (cerca de 3%), valor que chegou a 3,7 pontos (quase 7%) em 2024 (gráfico 6). Com isso, as séries antes e depois das transferências se descolaram. Enquanto os coeficientes de Gini *após* as transferências indicam uma significativa redução da desigualdade desde 2021, atingindo o menor valor da série histórica da PNAD Contínua, os resultados *antes* das transferências apontam flutuação em torno do mesmo patamar desde 2012.

GRÁFICO 6

Coeficiente de Gini antes e depois das transferências assistenciais – Brasil (2012-2024)



Fonte: Microdados da PNAD de 1995 a 2012 e da PNAD Contínua de 2012 a 2024.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. As transferências assistenciais incluem o BPC, o PBF, o PAB e o AE 2020 e 2021.

2. Informações complementares disponíveis no apêndice A.

3. Os valores do índice estão expressos em escala x100.

4. Dados da PNAD não disponíveis para 2000 e 2010.

O gráfico 7 traz resultados substantivamente idênticos para a taxa de extrema pobreza calculada para a linha de US\$ 3 por dia. A diferença média entre as séries saltou de cerca de 3 p.p., nos anos 2010,

7. A comparação deve ser interpretada de modo mais descritivo do que causal. A distribuição de renda "antes das transferências" só constitui um contrafactual válido para o que seria observado caso os benefícios não existissem ou fossem extintos sob pressupostos bastante fortes, como a ausência completa de efeitos sobre a oferta de trabalho nas famílias beneficiárias e a inexistência de externalidades (positivas ou negativas) que afetassem os rendimentos das demais famílias.

8. Para uma investigação mais detalhada dos efeitos do AE sobre a pobreza, ver Souza, Hecksher e Osorio (2022).

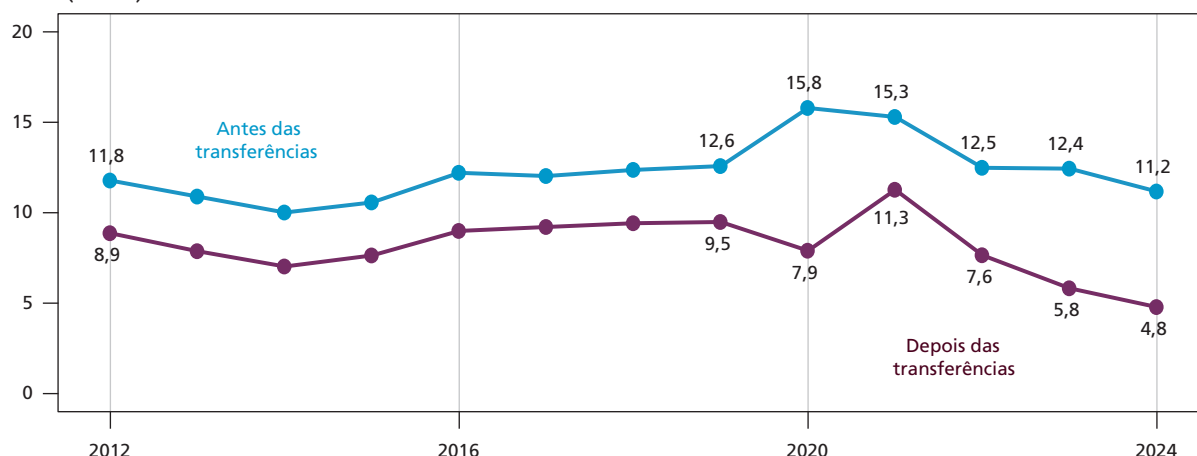
para 6,6 p.p., em 2023, e 6,4 p.p. em 2024. Só os números de 2020, turbinados pelo AE, foram melhores do que os do último biênio da série.

Assim como no caso do Gini, o efeito estático crescente das transferências gerou descolamento entre as séries. A pobreza para a renda *depois* das transferências despencou 6,5 p.p. desde 2021, chegando ao mínimo histórico em 2024. Mesmo partindo de patamar bem mais alto, a extrema pobreza estimada para a renda antes das transferências declinou somente 4 p.p., e a maior parte desse recuo se concentrou no biênio 2021-2022, quando o país superou o pior momento da pandemia.

GRÁFICO 7

Taxa de extrema pobreza para a linha de US\$ 3/dia antes e depois das transferências assistenciais – Brasil (2012-2024)

(Em %)



Fonte: Microdados da PNAD de 1995 a 2012 e da PNAD Contínua de 2012 a 2024.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A linha de extrema pobreza de US\$ 3 por pessoa por dia, com fator PPC de 2021, equivale a R\$ 267 mensais por pessoa, em valores médios de 2024. As transferências assistenciais incluem o BPC, o PBF, o PAB e o AE 2020 e 2021.

2. Informações complementares disponíveis no apêndice A.

3. Dados da PNAD não disponíveis para 2000 e 2010.

As tabelas 1 e 2 aprofundam a análise por meio de decomposições dinâmicas da variação na desigualdade e na extrema pobreza entre dois pontos no tempo. As duas tabelas trazem os resultados de decomposições de Shapley-Shorrocks para repartir as variações no coeficiente de Gini e na taxa de pobreza entre quatro fontes de renda (trabalho, previdência social, assistência social e outras rendas). Essas decomposições também cumprem objetivo mais descritivo do que causal, pois são calculadas a partir de contrafactuais gerados mecanicamente, em que as mudanças nas fontes de renda ocorrem de forma sequencial (Azevedo, Inchaust e Sanfelice, 2013).⁹ Nas duas tabelas, reportamos os resultados para períodos antes (2012-2014 e 2014-2019), durante (2019-2021) e depois (2021-2024) da pandemia de covid-19, além da variação observada no último biênio (2023-2024).

As tabelas 1 e 2 contam histórias semelhantes: os avanços pós-pandemia estão associados a uma reversão no mercado de trabalho, que voltou a contribuir de forma decisiva para a redução da desigualdade e da pobreza, e à expansão das transferências assistenciais. No entanto, como o ciclo de expansão do PBF terminou, a contribuição dinâmica da assistência social perdeu fôlego no biênio 2023-2024, refletindo somente mudanças marginais na focalização dos benefícios e sobretudo a expansão mais recente do BPC, cujas transferências são infelizmente mal captadas pela PNAD Contínua.

9. Informações complementares disponíveis na seção A.6 do apêndice A.

A tabela 1 mostra que mudanças na renda do trabalho e nas transferências assistenciais estão associadas a, respectivamente, 49% e 44% da queda de 3,9 pontos de Gini entre 2021 e 2024. Os benefícios previdenciários e as outras rendas desempenharam papel apenas residual. Esse padrão muda se olharmos apenas para o último biênio da série. Nesse caso, cerca de metade da redução de 1,2 ponto de Gini continua associada ao mercado de trabalho, mas a contribuição das transferências assistenciais foi bem menor (-0,2 ponto de Gini, ou 16% da queda), ficando atrás dos benefícios previdenciários (-0,3 ponto, ou 22%).

Esses efeitos positivos do mercado de trabalho contrastam com os dos anos anteriores, como se vê nos resultados para 2014-2019 e para 2019-2021, períodos em que rendimentos do trabalho puxaram o Gini para cima. A desigualdade só não piorou mais porque essas contribuições foram atenuadas pelos benefícios sociais, especialmente no período 2019-2021. No período 2012-2014, que marcou o fim do ciclo de expansão dos anos 2000, o mercado de trabalho também contribuiu para reduzir o Gini, embora em ritmo inferior ao observado nos últimos anos, cujo desempenho foi amplificado pela retomada pós-pandemia.

TABELA 1

Decomposição, por fontes de renda, da variação do coeficiente de Gini – Brasil (2012-2024)

Período	Coeficiente de Gini (x100)		Variação (pontos de Gini)				
	Início	Fim	Total	Trabalho	Assistência social	Previdência social	Outras rendas
2012-2014	54,0	52,6	-1,4	-0,6	-0,1	-0,1	-0,6
2014-2019	52,6	54,3	1,7	1,0	0,0	0,3	0,4
2019-2021	54,3	54,4	0,0	1,0	-0,5	-0,4	-0,1
2021-2024	54,4	50,4	-3,9	-1,9	-1,7	-0,3	0,1
2023-2024	51,7	50,4	-1,2	-0,6	-0,2	-0,3	-0,1

Fonte: Microdados da PNAD Contínua de 2012, 2014, 2019, 2021, 2023 e 2024.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Decomposição calculada pelo método de Shapley-Shorrocks. As transferências assistenciais incluem o BPC, o PBF, o PAB e o AE 2020 e 2021.

2. Informações complementares disponíveis no apêndice A.

A tabela 2 reporta os resultados para a taxa de extrema pobreza calculada para a linha de US\$ 3 por pessoa por dia, em dólares internacionais de 2021. Entre 2021 e 2024, o padrão é idêntico ao do Gini: mercado de trabalho e assistência social contribuíram, respectivamente, com 48% e 44% da redução de 6,5 p.p. na taxa de extrema pobreza. A diferença maior está no biênio 2023-2024, pois a renda do trabalho foi ainda mais importante para a redução, contribuindo para quase três quartos do recuo de 1 p.p., com a assistência social respondendo por quase todo o resto. A influência dos benefícios previdenciários e das outras rendas sobre a taxa de extrema pobreza foi pouco relevante no período pós-pandemia.

A tabela 2 também evidencia um grande contraste na dinâmica do mercado de trabalho antes e depois da pandemia. Desde a recessão de 2014-2016, o mercado de trabalho se tornara muito mais desfavorável aos trabalhadores menos qualificados e mais vulneráveis, o que foi amplificado pelos choques relacionados à covid-19 (Barbosa, Souza e Soares, 2020; Corseuil *et al.*, 2022; Costa, Barbosa e Hecksher, 2022). A recuperação econômica desde 2021 reverteu completamente esse quadro.

Em conjunto, as tabelas 1 e 2 apontam para uma rápida melhoria nos indicadores de extrema pobreza e desigualdade entre 2021 e 2024, contrastando fortemente com as tendências observadas durante e depois da recessão de meados dos anos 2010. A rápida retomada econômica permitiu reduções na extrema pobreza e na desigualdade nas pesquisas domiciliares em ritmo superior ao do período 2003-2015 (Souza, 2024). O mercado de trabalho foi o principal motor desses avanços, mas a contribuição da expansão das transferências assistenciais foi quase tão importante, atingindo patamar inédito. Se tomarmos como referência as estimativas de Souza (2024), a expansão do PBF e do BPC contribuiu para cerca de 20% da redução do Gini e da taxa de pobreza entre 2003 e 2015, porém, como mencionado, a contribuição relativa das transferências assistenciais ficou acima de 40% no período 2021-2024 (tabelas 1 e 2).

TABELA 2

Decomposição, por fontes de renda, da variação da taxa de extrema pobreza para a linha de US\$ 3 por pessoa por dia – Brasil (2012-2024)

Período	Taxa de pobreza (%)		Variação (p.p.)				
	Início	Fim	Total	Trabalho	Assistência social	Previdência social	Outras rendas
2012-2014	8,9	7,0	-1,8	-1,5	-0,2	0,0	-0,2
2014-2019	7,0	9,5	2,5	2,1	0,0	0,2	0,1
2019-2021	9,5	11,3	1,8	2,1	-1,0	0,5	0,1
2021-2024	11,3	4,8	-6,5	-3,1	-2,9	-0,2	-0,3
2023-2024	5,8	4,8	-1,0	-0,8	-0,3	0,0	-0,1

Fonte: Microdados da PNAD Contínua de 2012, 2014, 2019, 2021, 2023 e 2024.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Decomposição calculada pelo método de Shapley-Shorrocks. A linha de extrema pobreza de US\$ 3 por pessoa por dia, com fator PPC de 2021, equivale a R\$ 267 mensais por pessoa, em valores médios de 2024. As transferências assistenciais incluem o BPC, o PBF, o PAB e o AE 2020 e 2021.

2. Informações complementares disponíveis no apêndice A.

Por fim, a tabela 3 decompõe as variações na taxa de pobreza em termos de renda e redistribuição, conforme o método proposto por Datt e Ravallion (1992). O efeito renda isola a contribuição dada por variações na renda média, mantendo a distribuição relativa constante, e o efeito redistribuição faz o oposto, isto é, reporta a variação na pobreza associada a mudanças na desigualdade de renda, mantendo a renda média constante.¹⁰ Os períodos selecionados são os mesmos das tabelas 1 e 2.

Para as duas linhas, a rápida redução da pobreza, desde o pior momento da pandemia, decorreu da combinação virtuosa dos dois efeitos, isto é, do crescimento da renda média e da redução da desigualdade de renda entre 2021 e 2024.

No caso da linha de pobreza mais baixa, o efeito redistribuição foi predominante, respondendo por 60% ou mais do declínio da taxa de extrema pobreza no período 2021-2024 e no biênio 2023-2024, assim como ocorrera no triênio 2012-2014. Na segunda metade dos anos 2010, o padrão fora completamente distinto. O aumento de 2,5 p.p. na extrema pobreza entre 2014 e 2019 decorreu inteiramente da piora na distribuição de renda. Os dois componentes contribuíram para o aumento de quase 2 p.p. entre 2019 e 2021, mas a queda de mais de 10% da renda média foi muito mais relevante do que o efeito redistribuição.

Os resultados para a linha de pobreza mais elevada são qualitativamente semelhantes, embora menos sensíveis às mudanças distributivas recentes. As variações na renda foram muito mais decisivas, tanto para o aumento da pobreza entre 2019 e 2021 quanto para a queda posterior entre 2021 e 2024. Nos demais períodos, inclusive no biênio 2023-2024, as contribuições relativas são mais próximas às estimadas para a taxa de extrema pobreza, com maior influência do efeito redistribuição.

10. Informações complementares disponíveis na seção A.6 do apêndice A.

TABELA 3**Decomposição da variação da taxa de pobreza para as linhas de US\$ 3 e US\$ 8,30 por pessoa por dia – Brasil (2012-2024)****3A – Linha de pobreza de US\$ 3/dia**

Período	Taxa de pobreza (%)		Total	Variação (p.p)	
	Início	Fim		Efeito renda	Efeito redistribuição
2012-2014	8,9	7,0	-1,8	-0,7	-1,1
2014-2019	7,0	9,5	2,5	0,0	2,5
2019-2021	9,5	11,3	1,8	1,3	0,5
2021-2024	11,3	4,8	-6,5	-2,4	-4,1
2023-2024	5,8	4,8	-1,0	-0,4	-0,6

3B – Linha de pobreza de US\$ 8,30/dia

Período	Taxa de pobreza (%)		Total	Variação (p.p)	
	Início	Fim		Efeito renda	Efeito redistribuição
2012-2014	36,8	33,2	-3,6	-2,1	-1,5
2014-2019	33,2	34,6	1,4	-0,3	1,7
2019-2021	34,6	38,9	4,3	4,2	0,0
2021-2024	38,9	26,8	-12,1	-8,4	-3,7
2023-2024	30,0	26,8	-3,2	-1,6	-1,6

Fonte: Microdados da PNAD Contínua de 2012, 2014, 2019, 2021, 2023 e 2024.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Decomposição calculada pelo método de Datt e Ravallion (1992), com aplicação do valor de Shapley para eliminar o termo residual (Shorrocks, 2013). As linhas de US\$ 3 e US\$ 8,30 por pessoa por dia, com fator PPC de 2021, equivalem, respectivamente, a R\$ 267 e R\$ 738 mensais por pessoa, em valores médios de 2024.

2. Informações complementares disponíveis no apêndice A.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em 2024, o Brasil alcançou os melhores números para renda média, desigualdade e pobreza na série histórica das pesquisas domiciliares. Desde o Plano Real, a renda *per capita* registrou crescimento real de quase 70%, a desigualdade caiu 18% ou mais – dependendo da medida escolhida – e as taxas de pobreza extrema e de pobreza recuaram 20 e 35 p.p., respectivamente.

Não obstante, a trajetória das últimas três décadas foi turbulenta, com a maior parte dos ganhos concentrada no período entre 2003 e 2015 e, mais recentemente, na retomada econômica desde o pior momento da pandemia. Com efeito, entre 2021 e 2024, os indicadores de renda, desigualdade e pobreza melhoraram em ritmo mais rápido do que a média observada entre a virada do século e a recessão dos anos 2010. A reversão das perdas provocadas pela pandemia impulsionou esse processo, que, no entanto, foi muito além.

O aquecimento do mercado de trabalho e a expansão das transferências assistenciais foram igualmente importantes para esse excelente desempenho dos indicadores sociais nos últimos anos. No primeiro caso, houve uma reversão completa em relação à tendência observada na segunda metade dos anos 2010 e durante a pandemia, períodos em que o mercado de trabalho contribuiu para o aumento da desigualdade e da pobreza. No segundo caso, a elevação das despesas assistenciais promovida pelo AE, consolidada pelo PAB e institucionalizada, em escala mais ampla e permanente, pelo novo PBF, resultou em efeitos redistributivos muito mais fortes do que na primeira versão do PBF. O crescimento recente do BPC também contribuiu, porém em menor grau, para a diminuição da desigualdade e da pobreza.

Diante disso, é provável que, nos próximos anos, o ritmo de melhoria dos indicadores sociais arrefeça, uma vez que o ciclo recente de expansão das transferências assistenciais terminou. Daqui para a frente, a tendência é que os avanços dependam ainda mais do mercado de trabalho.

Todos os nossos resultados foram obtidos com base em pesquisas domiciliares, que são a melhor fonte para o monitoramento anual da distribuição de renda, mas também possuem limitações bem conhecidas. Por um lado, pesquisas domiciliares mundo afora tendem a subestimar os montantes transferidos por benefícios assistenciais, e isso ocorre também no Brasil. Por outro, essas pesquisas subestimam fortemente os rendimentos dos mais ricos. Não fizemos nenhum ajuste para mitigar esses problemas, devido à falta de informações e de métodos amplamente aceitos. O aprimoramento das estatísticas sobre a distribuição de renda é um desafio premente não só para Brasil, mas também para os demais países.

REFERÊNCIAS

AZEVEDO, J. P.; INCHAUST, G.; SANFELICE, V. **Decomposing the recent inequality decline in Latin America**. Washington: World Bank, dez. 2013. (Working Paper n. 6715). Disponível em: <https://hdl.handle.net/10986/16931>.

BARBOSA, R. J.; SOUZA, P. H. G. F.; SOARES, S. S. D. **Distribuição de renda nos anos 2010: uma década perdida para pobreza e desigualdade**. Rio de Janeiro: Ipea, nov. 2020. (Texto para Discussão, n. 2610). Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/10306>.

BARROS, R. P. *et al.* **Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, ago. 2006. (Texto para Discussão, n. 1203). Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/2699>.

CORSEUIL, C. H. *et al.* Comportamento do mercado de trabalho brasileiro em duas recessões: análise do período 2015-2016 e da pandemia de covid-19. *In*: SILVA, S. P.; CORSEUIL, C. H.; COSTA, J. S. (org.). **Impactos da pandemia de covid-19 no mercado de trabalho e na distribuição de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, 2022. p. 23-40. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/11561>.

COSTA, J. S.; BARBOSA, A. L. N. H.; HECKSHER, M. Desigualdades no mercado de trabalho e pandemia da covid-19. *In*: SILVA, S. P.; CORSEUIL, C. H.; COSTA, J. S. (org.). **Impactos da pandemia de covid-19 no mercado de trabalho e na distribuição de renda no Brasil**. Brasília: Ipea, 2022. p. 307-334. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/11561>.

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, abr. 1992. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(92\)90001-P](https://doi.org/10.1016/0304-3878(92)90001-P).

DE ROSA, M.; FLORES, I.; MORGAN, M. 2024. More unequal or not as rich? Revisiting the Latin American exception. **World Development**, v. 184, p. 106737, dez. 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2024.106737>.

FOSTER, E. *et al.* **Global poverty revisited using 2021 PPPs and new data on consumption**. Washington: World Bank, jun. 2025. (Working Paper n. 11137). Disponível em: <https://doi.org/10.1596/1813-9450-11137>.

GASPARINI, L.; LUSTIG, N. The rise and fall of income inequality in Latin America. *In*: OCAMPO, J. A.; ROS, J. (ed.) **The Oxford handbook of Latin American economics**. Oxford, Reino Unido: Oxford University Press, jul. 2011. p. 691-714. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199571048.013.0027>.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Atualização das estimativas populacionais para cálculo dos pesos da PNAD Contínua e reponderação da série histórica em 2025**. Rio de Janeiro: IBGE, 2025. (Nota Técnica 02/2025).

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F.; CASTRO, F. A. O topo da distribuição de renda no Brasil: primeiras estimativas com dados tributários e comparação com pesquisas domiciliares (2006-2012). **Revista Dados**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 1, p. 7-36, 2015a. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/00115258201537>.

MEDEIROS, M.; SOUZA, P. H. G. F.; CASTRO, F. A. A estabilidade da desigualdade de renda no Brasil, 2006 a 2012: estimativa com dados do imposto de renda e pesquisas domiciliares. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 20, n. 4, p. 971-986, abr. 2015b.

NERI, M.; HECKSHER, M. A montanha-russa da pobreza mensal e um programa social alternativo. **Revista NECAT**, v. 11, n. 21, p. 8-31, jan.-jun. 2022.

PAIVA, L. H.; SOUSA, M. F.; NUNES, H. M. **A focalização do Programa Bolsa Família (PBF) no período 2012-2018, a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua)**. Rio de Janeiro: Ipea, jun. 2020. (Texto para Discussão, n. 2567). Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/10082>.

ROCHA, S. Transferências de renda federais: focalização e impactos sobre pobreza e desigualdade. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 1, p. 67-96, jan.-abr. 2008.

SHORROCKS, A. Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value. **The Journal of Economic Inequality**, v. 11, n. 1, p. 99-126, mar. 2013.

SOARES, F. V. *et al.* Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade. *In*: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (ed.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. 2. ed. Brasília: Ipea, ago. 2007. p. 87-130.

SOARES, S. S. D. **O ritmo de queda na desigualdade no Brasil é adequado?** Evidências do contexto histórico e internacional. Brasília: Ipea, maio 2008. (Texto para Discussão, n. 1339).

SOUZA, P. H. G. F. **Uma história de desigualdade**: a concentração de renda entre os ricos no Brasil, 1926-2013. São Paulo: Hucitec, 2018a.

SOUZA, P. H. G. F. A history of inequality: top incomes in Brazil, 1926-2015. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 57, p. 35-45, out. 2018b. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2018.07.003>.

SOUZA, P. H. G. F.; BRUCE, R. **Uma avaliação final da focalização e da efetividade contra a pobreza do Programa Bolsa Família, em perspectiva comparada**. Brasília: Ipea, nov. 2022. (Texto para Discussão, n. 2813).

SOUZA, P. H. G. F.; HECKSHER, M.; OSORIO, R. G. **Um país na contramão**: a pobreza no Brasil nos últimos 10 anos. Brasília: Ipea, dez. 2022. (Nota Técnica Disoc, n. 102). Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/11563>.

SOUZA, P. H. G. F. Income inequality and poverty in Brazil since re-democratization. *In*: SÁTYRO, N. (ed.) **Social policies in times of austerity and populism**. Nova York: Routledge, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.4324/9781003487777>.

APÊDICE A

A.1 FONTES DE DADOS

Todas as informações são provenientes da antiga Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e da atual Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua), conduzidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). No caso da PNAD, utilizamos as informações anuais de 1995 a 2012, exceto para os anos em que a pesquisa não foi a campo. No caso da PNAD Contínua, utilizamos os dados da divulgação anual da 1ª visita para 2012-2019 e para 2023-2024, e os da 5ª visita para 2020-2022 (IBGE, 2025a). Todas as análises da série histórica da PNAD Contínua usam os fatores de expansão (pesos) reponderados em meados de 2025 (IBGE, 2025b).

A.2 TRATAMENTO DAS VARIÁVEIS

Nossa principal variável de interesse é a renda domiciliar *per capita*. Para aumentar a comparabilidade com a PNAD, utilizamos na PNAD Contínua os rendimentos habituais do trabalho e os rendimentos efetivos das outras fontes.

Para simplificação das decomposições, os componentes da renda foram agregados em quatro categorias: i) trabalho; ii) assistência social – BPC, PBF, PAB e Auxílio Emergencial (AE); iii) previdência social; e iv) outras rendas. Os rendimentos associados a “outros programas sociais”¹ foram classificados como “outras rendas” nos períodos 2012-2019 e 2022-2024 e como “assistência social” nos anos de 2020 e 2021, pois nesses anos os valores declarados correspondem quase exclusivamente às transferências das diversas iterações do AE.

Os rendimentos foram deflacionados para preços médios de 2024 pelo Índice de Preços ao Consumidor Ampliado (IPCA) agregado nacionalmente. Na PNAD, o deflacionamento foi feito após a centralização do IPCA no dia 1º de outubro de cada ano (Corseuil e Foguel, 2002). Na PNAD Contínua, tomamos como referência a média aritmética do IPCA nacional em cada trimestre.

A.3 ENCADEAMENTO DE SÉRIES TEMPORAIS

Os resultados da antiga PNAD e da PNAD Contínua são próximos, mas não perfeitamente compatíveis. Para facilitar a apresentação, encadeamos as duas séries seguindo o ajuste implementado em Souza (2024). As estimativas para a PNAD Contínua não foram alteradas, mas, para cada estatística de interesse i , toda a série da PNAD foi multiplicada pelo fator de ajuste necessário para encaixar as duas distribuições em 2012, isto é, $f(i) = i_{2012}^{PNADC} / i_{2012}^{PNAD}$. O quadro A.1 descreve os fatores de ajuste para as séries apresentadas nos gráficos 1 a 5.

QUADRO A.1

Fatores de ajuste para o encaixe das séries temporais apresentadas no texto

Gráfico	Variável	Fator de ajuste
1	Renda domiciliar <i>per capita</i>	1,0069
2	Coefficiente de Gini	1,0263
3	Razão de Palma	1,0847
4	Taxa de pobreza para a linha de US\$ 3/dia	1,1083
5	Taxa de pobreza para a linha de US\$ 8,30/dia	1,0364

Fonte: Microdados da PNAD de 2012 e da PNAD Contínua de 2012.
Elaboração dos autores.

1. Variável v501111 nas PNAD Contínua entre 2012 e 2015 e v5003a2 nas PNAD Contínua de 2015 em diante.

A.4 LINHAS DE POBREZA

Adotamos como referência as linhas internacionais estimadas pelo Banco Mundial. A última revisão dessas linhas ocorreu em junho de 2025, com a incorporação dos fatores de paridade de poder de compra (PPC) para o ano de 2021 e a atualização das linhas de pobreza nacionais que servem de base para os cálculos (Foster *et al.*, 2025).

O quadro A.2 compara os novos valores com os da versão anterior, baseada nos fatores PPC de 2017. A última revisão afetou principalmente a linha internacional mais baixa, que aumentou 22% em comparação com a versão anterior. As outras duas linhas foram pouco afetadas em termos reais. No texto, em nome da brevidade, apresentamos somente os resultados para as linhas de US\$ 3/dia e de US\$ 8,30/dia.

QUADRO A.2

Linhas de pobreza estimadas pelo Banco Mundial

Tipo	Valores antigos		Valores revisados		Variação
	(A) Valor diário (PPC 2017)	(B) Valor mensal (R\$ 2024)	(C) Valor diário (PPC 2021)	(D) Valor mensal (R\$ 2024)	D / B (%)
Países de renda baixa	2,15	218	3,00	267	22
Países de renda média-baixa	3,65	371	4,20	373	1
Países de renda média-alta	6,85	695	8,30	738	6

Fonte: Foster *et al.* (2025).

Elaboração dos autores.

Obs.: Os valores diários em dólares internacionais foram convertidos para reais usando-se os fatores PPC estimados para o Brasil e o IPCA acumulado entre a data de referência do fator PPC e 2024.

A.5 INDICADORES

A.5.1 Desigualdade

A principal medida de desigualdade mencionada no texto é o coeficiente de Gini, que originalmente varia entre zero (igualdade perfeita) e 1 (maior desigualdade possível), correspondendo ao dobro da área entre a curva de Lorenz e a linha de igualdade perfeita. Formalmente:

$$G = 1 - 2 \int_0^1 L(p) dp$$

Em que $L(p)$ é a curva de Lorenz, isto é, a fração acumulada da renda apropriada pelos $p\%$ mais pobres da população, com $p \in [0,1]$.

Para facilitar a exposição, apresentamos o coeficiente de Gini multiplicado por 100, como fazem muitos autores.

Como o Gini é relativamente pouco sensível a mudanças nos extremos da distribuição, documentamos também a evolução da razão de Palma, definida pela razão entre a fração da renda dos 10% mais ricos e a dos 40% mais pobres. Formalmente:

$$Palma = \frac{S_{90-100}}{S_{0-40}}$$

A razão de Palma recebe esse nome em homenagem ao economista chileno José Gabriel Palma, que propôs que a maior parte das diferenças entre países decorreria dos percentuais apropriados pelos 10% mais ricos e pelos 40% mais pobres (Palma, 2011).

A.5.2 Pobreza

A única medida de pobreza analisada no texto é o percentual de pobres, isto é, a fração da população com renda domiciliar *per capita* inferior à linha de pobreza (“taxa de pobreza”), que corresponde à medida de Foster, Greer e Thorbecke (1984) com parâmetro $\alpha = 0$. Formalmente:

$$\text{FGT}(\alpha) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^\alpha, \quad \text{para } \alpha \geq 0$$

Em que N é o tamanho da população, q é o número de pessoas abaixo da linha de pobreza, z é o valor da linha de pobreza, y_i é a renda domiciliar *per capita* do indivíduo i e $\alpha \geq 0$ é o parâmetro de aversão à pobreza.

Assim como para o Gini, apresentamos os indicadores de pobreza multiplicados por 100 para facilitar a exposição.

A.6 DECOMPOSIÇÕES

A.6.1 Decomposições por fontes de renda

As variações na desigualdade e na pobreza foram decompostas por fontes de renda conforme o arcabouço de Shapley-Shorrocks (Azevedo *et al.*, 2012; Azevedo *et al.*, 2013; Sastre e Trannoy, 2002; Shorrocks, 2013). As estimativas foram feitas por microssimulações, com agregação dos dados originais em décimos de milésimos. A contribuição marginal de cada fonte de renda equivale ao valor esperado das contribuições marginais, considerando-se todas as sequências possíveis.

Formalmente, considere-se a matriz $\mathbf{X}^{(t)} = [x_{ij}^{(t)}]$ que descreve a distribuição de renda no período t para um conjunto de $N = \{1, \dots, i, \dots, n\}$ indivíduos com rendimentos compostos por um conjunto $K = \{1, \dots, j, \dots, k\}$ de fontes de renda. O vetor de renda total no período t pode ser escrito como:

$$\mathbf{y}^{(t)} = \sum_{j=1}^K \mathbf{x}_j^{(t)}$$

Para dois períodos, $t \in \{0, 1\}$, o vetor com a variação na renda total é dado por:

$$\Delta \mathbf{y} = \mathbf{y}^{(1)} - \mathbf{y}^{(0)} = \sum_{j=1}^K \Delta \mathbf{x}_j$$

Seja S um subconjunto das fontes de renda, com $S \in 2^K$. O contrafactual $\mathbf{y}^{(S)}$ é o vetor de rendas em que somente as fontes incluídas em S variam entre $t = 0$ e $t = 1$:

$$\mathbf{y}^{(S)} = \mathbf{y}^{(0)} + \sum_{j \in S} \Delta \mathbf{x}_j$$

Por definição, $\mathbf{y}(\emptyset) = \mathbf{y}^{(0)}$ e $\mathbf{y}(K) = \mathbf{y}^{(1)}$.

Por fim, seja $I(\cdot)$ um indicador qualquer de desigualdade, pobreza ou bem-estar. A variação nos dois períodos definidos acima é:

$$\Delta I = I(\mathbf{y}^{(1)}) - I(\mathbf{y}^{(0)})$$

A decomposição expressa ΔI como a soma do valor esperado das contribuições marginais decorrentes de mudanças em cada uma das fontes, isto é, $\Delta I = \sum_{j=1}^K \Delta I_j$, em que a contribuição da fonte j é dada por:

$$\Delta I_j = \sum_{S \subseteq K, j \in S} \omega(S; j) \Delta I_j(S) = \sum_{S \subseteq K, j \in S} \frac{(|S| - 1)! (|K| - |S|)!}{|K|!} [I(\mathbf{y}^{(S)}) - I(\mathbf{y}^{(S - \{j\})})]$$

O primeiro termo do somatório, $\omega(S; j)$, pode ser interpretado como o “peso de Shapley”, decorrente do fato de que nem todo subconjunto S é igualmente provável. O segundo termo, $\Delta_j(S)$ é a contribuição marginal da fonte j para o subconjunto S .

A.6.2 Decomposição de Datt-Ravallion

A decomposição de variações na taxa de pobreza entre dois pontos no tempo apresentada na tabela 3 foi proposta originalmente por Datt e Ravallion (1992). A formulação original separava as variações na pobreza em três componentes: o efeito renda, que corresponde às mudanças na pobreza devido a variações na renda média; o efeito redistribuição, que representa as mudanças relacionadas a variações na desigualdade; e um resíduo, resultante da interação entre os dois termos. No texto, recorreremos ao valor de Shapley, conforme sugerido por Shorrocks (2013), para eliminar esse último termo.

Seja $P(\mu, L; z)$ a função que calcula uma medida de pobreza qualquer para uma distribuição com média μ e curva de Lorenz L , tomando como parâmetro a linha de pobreza z . Considerando dois períodos, $t \in \{0, 1\}$, a variação total na pobreza é dada por:

$$\Delta P = P(\mu^{(1)}, L^{(1)}; z) - P(\mu^{(0)}, L^{(0)}; z)$$

A decomposição de Datt-Ravallion com aplicação do valor de Shapley separa a variação ΔP em dois componentes, o efeito renda ΔP_g e o efeito redistribuição ΔP_r . Formalmente:

$$\Delta P = \Delta P_g + \Delta P_r$$

Omitindo o parâmetro z para facilitar a leitura, os componentes são definidos por:

$$\Delta P_g = \frac{1}{2} \left\{ \left(P(\mu^{(1)}, L^{(1)}) - P(\mu^{(0)}, L^{(1)}) \right) + \left(P(\mu^{(1)}, L^{(0)}) - P(\mu^{(0)}, L^{(0)}) \right) \right\}$$

$$\Delta P_r = \frac{1}{2} \left\{ \left(P(\mu^{(1)}, L^{(1)}) - P(\mu^{(1)}, L^{(0)}) \right) + \left(P(\mu^{(0)}, L^{(1)}) - P(\mu^{(0)}, L^{(0)}) \right) \right\}$$

Nas duas fórmulas, os termos $P(\mu^{(0)}, L^{(0)})$ e $P(\mu^{(1)}, L^{(1)})$ equivalem à pobreza observada no período inicial e no final, respectivamente. Os demais termos representam distribuições contrafactuais obtidas pela combinação da renda média de um período com a curva de Lorenz do outro período.

REFERÊNCIAS

AZEVEDO, J. P.; SANFELICE, V.; NGUYEN, M. **Shapley decomposition by components of a welfare aggregate**. Munique: MPRA, 2012. (Paper n. 85584).

AZEVEDO, J. P.; INCHAUST, G.; SANFELICE, V. **Decomposing the recent inequality decline in Latin America**. Washington: World Bank, dez. 2013. (Working Paper n. 6715). Disponível em: <https://hdl.handle.net/10986/16931>.

CORSEUIL, C. H. L.; FOGUEL, M. N. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. **Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**, Rio de Janeiro, n. 19, p. 57-64, jun. 2002.

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, abr. 1992. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(92\)90001-P](https://doi.org/10.1016/0304-3878(92)90001-P).

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, n. 3, p. 761-766, maio 1984.

FOSTER, E. *et al.* **Global poverty revisited using 2021 PPPs and new data on consumption**. Washington: World Bank, jun. 2025. (Working Paper n. 11137).

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sobre os rendimentos de todas as fontes**. Rio de Janeiro: IBGE, 2025a. (Nota Técnica 1/2025).

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Atualização das estimativas populacionais para cálculo dos pesos da PNAD Contínua e reponderação da série histórica em 2025**. Rio de Janeiro: IBGE, 2025b. (Nota Técnica 2/2025).

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, jan. 2011. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1467-7660.2011.01694.x>.

SASTRE, M.; TRANNOY, A. Shapley inequality decomposition by factor components: some methodological issues. **Journal of Economics**, v. 77, n. 1, p. 51-89, dez. 2002. Supl. 1.

SHORROCKS, A. Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value. **The Journal of Economic Inequality**, v. 11, n. 1, p. 99-126, mar. 2013.

SOUZA, P. H. G. F. Income inequality and poverty in Brazil since re-democratization. In: SÁTYRO, N. (ed.) **Social policies in times of austerity and populism**. Nova York: Routledge, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.4324/9781003487777>.

EDITORIAL

Coordenadora

Denise Pimenta de Oliveira

Analistas Técnicos

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

Revisora Sênior

Alice Souza Lopes

Revisão

Cláudio Passos de Oliveira

Emilly Dias de Matos

Felipe Fernando Reis Simon

Gisela Carneiro de Magalhães Ferreira

Katarinne Fabrizzi Maciel do Couto

Nayane Santos Rodrigues

Patricia Henriques Mafra

Reginaldo da Silva Domingos

Susana Sousa Brito

Yally Schayany Tavares Teixeira

Eduarda Silva de Souza dos Santos (estagiária)

Renata de Resende Brito (estagiária)

Diagramadores / Web Designers

Aeromilson Trajano de Mesquita

Augusto Lopes dos Santos Borges

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniel Alves Tavares

Danielle de Oliveira Ayres

Leonardo Hideki Higa

Capa

Leonardo Hideki Higa

Projeto Gráfico

Leonardo Hideki Higa

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

Ipea – Brasília

Setor de Edifícios Públicos Sul 702/902, Bloco C

Centro Empresarial Brasília 50, Torre B

CEP: 70390-025, Asa Sul, Brasília-DF

Acesse nossas publicações



Acompanhe nossas redes sociais



Missão do Ipea

Qualificar a tomada de decisão do Estado e o debate público.