Decomposição do Índice de Gini rural brasileiro (2016–2019): o papel do Programa Bolsa Família na concentração e privação da renda

Henrique Rogê Batista
Universidade Federal do Espírito Santo, Brasil

Thiago Vieira Barbosa
Universidade Federal de Mato Grosso, Brasil

Entre 2016 e 2019, apesar do aumento da renda per capita rural no Brasil, a pobreza cresceu devido ao aumento da concentração de renda, interrompendo uma trajetória anterior de queda. A análise de dados em painel indica que a pobreza é mais sensível às variações na desigualdade do que às variações na renda. O Programa Bolsa Família ajudou a mitigar essa elevação da pobreza, beneficiando diretamente as famílias pobres e direcionando transferências à base da distribuição de renda. Embora sua participação na renda rural seja relativamente pequena, o programa foi a fonte de renda mais eficiente na redução da desigualdade.

Palavras-chave. Decomposição, Desigualdade, Programa Bolsa Família, Índice de Gini.

Classificação JEL. D31, D63, I38.

1. Introdução

Apesar da recente mitigação da desigualdade de renda, o Brasil se destaca entre os países emergentes mais desiguais. Desde 2012, a desigualdade de renda no Brasil, mensurada pelo Índice de Gini, vinha apresentando uma trajetória declinante; entretanto, em 2016, tal indicador voltou a se elevar até 2019 (Balestra et al., 2018; IBGE, 2024). Nota-se que a dinâmica da desigualdade de renda brasileira recente não somente é relativamente elevada, como resiste à queda (Neri, 2021; Trovão et al., 2024).

A concentração de renda é ainda maior no rural brasileiro, cujo Índice de Gini da renda do trabalho *per capita* elevou-se de 0,624 no segundo trimestre de 2015 para 0,655 no segundo trimestre de 2019, enquanto que no urbano essa elevação foi de 0,593 para 0,613; ademais, o rendimento domiciliar *per capita* no rural é 2,8 vezes menor que o urbano (Duque, 2019). Estes dados evidenciam a peculiaridade amostral do rural brasileiro, que entre 2016 e 2019 presenciou uma elevação na diferenciação salarial entre pobres e ricos.

Esse perfil distributivo do rural brasileiro está estreitamente ligado à situação de vulnerabilidade na renda. Tomando uma amostra, para uma dada renda global, o número

Henrique Rogê Batista : henrique.batista@ufes.br
Thiago Vieira Barbosa : thiago.vbarbosa@hotmail.com
Enviado em 22 de novembro de 2024. Publicado on-line em julho de 2026.

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License.
2026 Fundação Getulio Vargas https://doi.org/10.5935/0034-7140.e102026

de indivíduos em situação de pobreza eleva-se se a distribuição da renda se mover no sentido de concentrar nos percentis de renda mais elevados; da mesma forma, fixada a distribuição da renda, mitigar o montante da renda global também resultaria em mais indivíduos abaixo da linha de pobreza (Bourguignon, 2003).

Neste contexto, destaca-se o Programa Bolsa Família (PBF) do governo federal, implementado em 2003 pela junção de outros programas sociais, que transfere renda às famílias em situação de pobreza, cujo desenho institucional, sobretudo quanto às condicionalidades para elegibilidade das famílias, o tornou uma relevante política econômica para mitigação da pobreza e desigualdade (Souza et al., 2019; Barros et al., 2008). O PBF tem incidência direta sobre a situação absoluta de privação de renda e, ao focar nas famílias pobres, também atua no sentido equitativo da distribuição da renda total (Souza et al., 2019).

Tendo isto em vista, este estudo tem o meio rural das unidades da federação brasileiras como unidades de observação e visa investigar o atual período de oscilação positiva da desigualdade de renda: 2016–2019. O objetivo é captar o efeito direto do PBF na distribuição de renda e o efeito indireto sobre a pobreza, uma vez que seu impacto na distribuição de renda altera a proporção de indivíduos em situação de privação. Explora-se, portanto, a relação entre a distribuição e a privação de renda, restringindo, contudo, a abordagem do PBF sobre a concentração de renda.[1]

Para isto serão empregados dois procedimentos metodológicos, o primeiro estabelece a relação entre a desigualdade de renda e a pobreza pelo estimador de Dados em Painel pelo Método dos Momentos Generalizado para Sistema (GMM-Sistema), onde será testada a hipótese de Bourguignon (2003) da interação triangular entre as variáveis crescimento, desigualdade de renda e pobreza. A segunda metodologia mensura o efeito do PBF sobre a desigualdade de renda por meio da decomposição do Índice de Gini de Lerman e Yitzhaki (1985), Stark et al. (1986) e Stark et al. (1988).

Este estudo está dividido em três seções, além desta introdução e das considerações finais. A Seção 2 realiza um breve levantamento bibliográfico que elucida a sensibilidade da pobreza à desigualdade de renda, bem como um levantamento empírico que relaciona os valores repassados pelo PBF com a distribuição e a privação de renda. A Seção 3 aborda a metodologia descrita anteriormente, bem como a base de dados e seu tratamento estatístico. Na Seção 4, os resultados encontrados são apresentados e discutidos.

2. Referencial bibliográfico

A concentração de renda, apesar de ser um fenômeno natural em economias capitalistas, quando apresenta valores relativamente elevados, acarreta distorções e ineficácia na alocação de recursos, estando estreitamente relacionada à situação de vulnerabilidade socioeconômica (Stiglitz, 2013). São extensos os debates em torno das repercussões adversas da desigualdade na economia, como a instigação de conflitos políticos, o aumento da criminalidade, a subversão da solidariedade social e a corrosão de objetivos

[1] Logo, não é objeto de estudo a decomposição da renda total ou o efeito direto do PBF sobre a pobreza e renda.

razoavelmente consensuais, independentemente da distribuição de renda do indivíduo (Van de Werfhorst e Salverda, 2012; Kerstenetzky, 2002).

Neste estudo, os desdobramentos da desigualdade de renda sobre a situação de privação do indivíduo serão analisados de forma estática, via efeito distribuição, ou seja, mantendo-se constante a renda média e alterando-se a renda relativa da população. Prover uma distribuição mais equitativa resulta no 'achatamento' da curva de distribuição de renda, reduzindo, para uma dada linha de pobreza, a densidade de indivíduos abaixo desse corte (Bourguignon, 2003).

De fato, a redução na pobreza também pode ser resultado de uma mudança proporcional e positiva em todos os decis de renda sem alterar a renda relativa. Todavia, em economias com elevada desigualdade de renda, como a brasileira, a redução da pobreza, dada a elevação da renda, está condicionada à distribuição dos ganhos desse crescimento (Bourguignon, 2003).

Ciente da relevância da promoção da renda, destaca-se que políticas redistributivas seriam mais eficientes em regiões com alto rendimento relativo e elevado percentual de concentração de renda (Bourguignon, 2003; Tochetto et al., 2004). É nesse contexto que se insere o PBF, criado em 2003, visando à mitigação da situação de vulnerabilidade econômica familiar no Brasil e que, atualmente, é o principal programa de transferência de renda do governo federal.

Este programa visa fornecer transferência direta de renda às famílias em situação de pobreza e extrema pobreza registradas no Cadastro Único, condicionando os benefícios a certos requisitos: frequência escolar das crianças, matrícula escolar, acompanhamento do crescimento e desenvolvimento infantil, realização do pré-natal e a manutenção do cadastro atualizado (Brasil, 2023). O programa é resultado da unificação de diferentes programas de transferência de renda que vigoravam até então: Bolsa Escola, Auxílio-Gás, Bolsa Alimentação e Cartão Alimentação. Seu desenho institucional se baseia em três eixos principais, focados no fortalecimento do acesso aos direitos básicos: a transferência de renda, o suporte às famílias no acesso à educação e à saúde e a assistência social (Brasil, 2023).

Em 2019, mais de 13 milhões de famílias foram beneficiadas, totalizando um repasse superior a 31 bilhões de reais (Brasil, 2023). Relativamente aos gastos federais, esse orçamento é modesto, sobretudo considerando os resultados apresentados pelo programa, que demonstra potencial ainda maior diante da elevação dos recursos (Souza et al., 2019).

Ao fornecer um fluxo de renda regular às famílias mais vulneráveis, o programa garante que estas possam atender às suas necessidades básicas o que não só alivia a pobreza imediata, como também contribui para a melhoria da qualidade de vida e o bem-estar geral dessas famílias (Souza et al., 2019; Hoffmann, 2006b).

Entre as externalidades positivas do programa, pode-se mencionar seu efeito distributivo, ao elevar a renda da cauda inferior da distribuição de renda. Os resultados do PBF na redução da desigualdade no Brasil foram imediatos e subsequentes ao crescimento do número de beneficiários, e isso se deve, dentre outros fatores, à focalização e à cobertura do programa nos mais pobres (Kakwani et al., 2006; Hoffmann, 2006b;a; Souza et al., 2019).

Essa focalização é resultado dos mecanismos de acesso ao benefício para famílias em situação de pobreza, que combina: i) a verificação das rendas autodeclaradas com registros administrativos do governo federal; ii) a concessão dos benefícios subordinada às estimativas de pobreza do município, que estabelece a cota de benefícios; iii) quando a cota é atingida, os municípios devem gerenciar a oferta de benefícios, que se torna mais restrita; iv) a transparência dos repasses pela assistência social e pelo Portal da Transparência (Souza et al., 2019; Barros et al., 2008).

Numa perspectiva empírica, a redução da desigualdade na primeira década dos anos 2000 contou com a importante participação da renda do trabalho, dada a expansão do número de empregos. Embora a parcela relativa às transferências do governo também mereça destaque, pois na ausência destas, a desigualdade teria reduzido 36% menos (Neri e Souza, 2012). Além disso, essa redução da desigualdade está associada à queda de 52% na pobreza do país, nessa mesma década, onde as transferências do PBF tiveram contribuição para acelerar o ritmo de redução da pobreza e promover melhorias nos indicadores sociais do país (Neri e Souza, 2012; Peña et al., 2015).

Neste sentido, cabe ressaltar que até 2017, tendo em vista a focalização do PBF, esse programa foi a fonte de transferência de renda mais progressiva realizada pelo governo federal, com a maior parte dos recursos direcionada aos indivíduos com maior privação de renda. Isso explica seu impacto na redução da pobreza, mesmo com sua participação restrita na composição da renda familiar. Ademais, no mesmo período, ele foi responsável pela redução de mais de 10% da desigualdade de renda (Souza et al., 2019; Neri, 2019).

Mesmo em recortes temporários distintos, a abordagem empírica parece não divergir sobre as transferências de renda e sua relevância em mitigar a desigualdade. Entre 1998 e 2004, os programas de transferência de renda contribuíram por 28% da redução da desigualdade (Hoffmann, 2013). No intervalo de 2001 a 2004, a redução da desigualdade foi resultado do ganho da renda dos mais pobres, onde se destacam os valores repassados pelas transferências governamentais, e da perda de renda dos 10% mais ricos; neste caso, o PBF se destaca pela redução de 34% da desigualdade (Barros et al., 2006). Entre 2009 e 2014, o PBF apresentou um efeito positivo sobre a desconcentração de renda; na ausência do programa, o Índice de Gini seria 0,64% maior. Além disto, as transferências do programa dinamizaram a economia ao estimular o consumo e a produção, gerando ganhos de renda indiretos para as demais faixas de renda que não são diretamente contempladas pelas transferências (Cardoso et al., 2017). Entretanto, do segundo semestre de 2014 a 2019, a renda dos 50% mais pobres caiu mais acentuadamente que a dos 10% e 1% mais ricos, apesar de que até 2015 o Índice de Gini não tenha aumentado. Todavia, o congelamento nominal do PBF e os ganhos reais do salário mínimo, no contexto de inflação em dois dígitos, fizeram a renda média dos 5% mais pobres cair 14%, o dobro do observado na média nacional, refletindo no aumento da miséria a partir de 2014, depois de uma trajetória de queda contínua desde 2003 (Neri, 2019).

Durante a pandemia da Covid-19, além do PBF, o papel das transferências de renda federal sobre a redução da desigualdade foi reforçado pelo Auxílio Brasil, benefício financeiro criado para garantir renda mínima aos brasileiros em situação vulnerável durante a pandemia da Covid-19. Entre 2019 e 2020, juntamente com o PBF, o Auxílio

Emergencial respondeu pela redução do Índice de Gini de 0,53 para 0,47, ou seja, uma queda de 11,3%, num contexto em que os rendimentos do trabalho se tornaram mais desiguais (Menezes-Filho et al., 2021; Neri, 2021). De 2019 a 2022, a desigualdade de renda oscilou, destacando-se três momentos: i) entre 2019 e 2020, a queda na desigualdade está associada à elevação da renda dos mais pobres, sobretudo devido à elevação da proteção social do PBF e do Auxílio Emergencial diante de uma redução da massa de rendimento; ii) entre 2020 e 2021, a elevação da desigualdade pode ser explicada pelas interrupções e reduções no pagamento do Auxílio Emergencial, quando todos os estratos de renda reduziram; iii) entre 2021 e 2022, a desigualdade voltou a reduzir-se em virtude da elevação da renda dos mais pobres, com destaque aos ganhos da renda do trabalho e dos benefícios não emergenciais, como o PBF (Trovão et al., 2024).

Em suma, o breve levantamento empírico corrobora a relação negativa entre o PBF e a desigualdade de renda, o que será quantificado neste estudo, tomando o recorte do rural brasileiro no período de oscilação positiva do Índice de Gini.

3. Metodologia

3.1 *Base de dados*

A abordagem empírica utiliza os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2023) entre os anos de 2016 a 2019. A unidade de observação é o rural das unidades federativas do Brasil. Os dados referentes ao PBF foram extraídos de Brasil (2023). Todas as variáveis monetárias estão em valores reais de 2019, segundo o Índice Nacional de Preços ao Consumidor do IBGE.

O índice de pobreza empregado segue a formulação de Foster et al. (1984) e a linha de corte é a estabelecida pelo PBF no ano da sua formulação que corrigido para valores de 2019 correspondia a R$218,22 per capita. Serão estimadas a proporção de indivíduos abaixo da linha de pobreza, P_0; o hiato da pobreza, P_1, que mensura a distância do valor médio da renda per capita dos indivíduos em situação de pobreza da linha de corte estabelecida e; o quadrado do hiato da pobreza, P_2, que fornece a severidade da pobreza dada pela distância anteriormente mencionada ao quadrado. Se n é o total de indivíduos da amostra e q o total destes indivíduos com renda per capita, y_i, abaixo da linha de pobreza, z, respectivamente, as linhas de pobreza podem ser representadas como:

$$P_0 = \frac{q}{n} \tag{1}$$

$$P_1 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{q}\left(\frac{z-y_i}{z}\right) \tag{2}$$

$$P_2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{q}\left(\frac{z-y_i}{z}\right)^2 \tag{3}$$

O Índice de Gini é a variável selecionada para captar a desigualdade de renda, que permite comparar a distribuição efetiva da renda com a distribuição uniforme, Curva

de Lorenz, que indica uma situação de igualdade na distribuição. Mantendo y_i como a renda do indivíduo i, e y_j sendo a renda do indivíduo j, então a representação do Índice de Gini, $gini$, pode se dar como:

$$gini = \frac{1}{2n^2\overline{Y}} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \left| y_i - y_j \right|;\ i \neq j \tag{4}$$

Para a decomposição do Índice de Gini, a renda rural total do indivíduo será dividida em seis fontes, Tabela 1.

Tabela 1. Componentes e agregações das rendas da PNADC

Fonte de renda	Descrição
Renda proveniente do trabalho	Rendimento mensal efetivo de todos os trabalhos para pessoas de 14 anos ou mais de idade (apenas para pessoas que receberam em dinheiro, produtos ou mercadorias em qualquer trabalho).
Aposentadorias e pensões	Rendimento de aposentadoria ou pensão de instituto de previdência federal (INSS), estadual, municipal, ou do governo federal, estadual, municipal.
Benefício de Prestação Continuada	Rendimento Benefício Assistencial de Prestação Continuada – BPC-LOAS.
Programa Bolsa Família	Rendimento do Programa Bolsa Família.
Aluguel	Rendimento proveniente do aluguel ou arrendamento.
Outros	Rendimentos de outros programas sociais do governo; rendimentos de seguro-desemprego, seguro-defeso; rendimentos de pensão alimentícia, doação ou mesada em dinheiro de pessoa que não morava no domicílio; outros rendimentos (bolsa de estudos, rendimento de caderneta de poupança, aplicações financeiras, etc.).

Fonte: Elaboração dos autores a partir da PNADC (2016–2019).

3.2 *Dados em Painel GMM-Sistema*

A estimativa da elasticidade desigualdade da pobreza se dará pelo modelo de estimação de Dados em Painel que consiste no uso combinado de séries de tempo (*time-series*) com cortes seccionais (*cross-sections*), assim é possível controlar as características não observáveis da variável estudada e corrigir os problemas das variáveis omitidas (Baltagi, 2005).

A formulação originária deste estimador admite $K \times N \times T$ coeficientes de regressão (Baltagi, 2005), sendo que o subscrito i representa as unidades de observação, unidades da federação, e o subscrito t o período de tempo correspondente. O modelo pode ser representado da seguinte forma:

$$y_{it} = \sum_{k=1}^{K} x_{kit}\beta_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1,\ldots,N, t = 1,\ldots,T, \tag{5}$$

onde $i = 1,\ldots,27$ é o número de observações (unidades da federação brasileiras); $t = 2016,\ldots,2019$ é o número de períodos (ano); ε_{it} é o termo de erro; β_{kit} representa

os valores dos parâmetros a serem estimados e x_{kit} representa os valores observados das variáveis independentes selecionadas para análise.

Na estimativa pelo GMM-Sistema, o modelo toma sua primeira diferença aplicada ao modelo da Equação (5), onde o problema da endogeneidade é resolvido ao eliminar o termo de erro individual. O estimador ainda utiliza variáveis instrumentais e considera a autocorrelação residual para aumentar a eficiência dos estimadores (Baltagi, 2005). Além disto, toma-se um sistema de equações onde a equação diferenciada é instrumentalizada pelas defasagens dos níveis das variáveis, enquanto a equação em nível é instrumentalizada pelas defasagens das diferenças. Parte-se do pressuposto de que a primeira diferença das variáveis explicativas não é correlacionada com os efeitos fixos, que os instrumentos utilizados são válidos e que os erros não apresentam correlação serial de segunda ordem (Baltagi, 2005).

Feitas tais considerações, a Equação (6) estima a relação apresentada no referencial segundo Bourguignon (2003), onde a pobreza é resultado da dinâmica da desigualdade de renda, $gini$, e da renda per capita, $rend$. Nesta equação, $P_{k,it}$ representa o índice de pobreza com parâmetro k ($k = 0$ para a proporção da pobreza; $k = 1$ para o hiato da pobreza e $k = 2$ para o quadrado do hiato da pobreza) e, μ_{it} representa os distúrbios aleatórios idiossincráticos. As variáveis estão em escala logarítmica, portanto, os resultados das estimativas captaram as elasticidades renda da pobreza, β_1, e elasticidade desigualdade da pobreza, β_2.

$$\Delta \ln \left[P_{k,it}\right] = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln \left[rend_{it}\right] + \beta_2 \Delta \ln \left[gini_{it}\right] + \mu_{it} \tag{6}$$

Adicionalmente, serão apresentados o Teste Sargan para testar a validade dos instrumentos e os testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano-Bond que verificam se o termo de erro não está autocorrelacionado na equação em nível.

3.3 *Decomposição do Índice de Gini*

A renda familiar é composta por diferentes fontes de rendimento desigualmente distribuído entre os indivíduos, desigualdade que pode ser mensurada pelo Índice de Gini, decomposta e ordenada. Se x_i é a renda do i-ésima indivíduo em uma população com n indivíduos, então as rendas podem ser ordenadas, Equação (7), com renda média expressa pela Equação (8).

$$x_1 \leq x_2 \leq \ldots \leq x_n \tag{7}$$

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i \tag{8}$$

Assim, se α é a área compreendida entre o bissetor do primeiro quadrante e a Curva de Lorenz que permite representar a proporção acumulada da renda que varia em função da proporção acumulada da população. Então, o Índice de Gini, $gini$, definido como na Equação (9), assume intervalo: $0 \leq gini < 1$; onde β é a área entre a curva de Lorenz

e o eixo das abscissas, logo: $\alpha = 0{,}5 - \beta$. Consequentemente, o Índice de Gini passa a ser expresso como apresentado pela Equação (10).

$$gini = 2\alpha \tag{9}$$

$$gini = 1 - 2\beta \tag{10}$$

A partir desta definição do Índice de Gini, torna-se possível a decomposição em termos de fonte de renda segundo a metodologia formalizada por Lerman e Yitzhaki (1985), Stark et al. (1986) e Stark et al. (1988). Onde a renda passa a ser dividida por k fontes, Equação (**??**), com a renda total dada pela somatória delas, Equação (11).

$$X = \sum_{k=1}^{K} x_k \tag{11}$$

Seja μ_X a renda média e $F(X)$ a função de distribuição cumulativa da renda, então o Índice de Gini passa a ser definido, Equação (12), em termos da covariância entre a renda total e uma função de distribuição cumulativa da renda.

$$gini = \frac{2\,\mathrm{Cov}\,[X, F(X)]}{\mu_X} \tag{12}$$

Pela propriedade da função de covariância, segundo Stark et al. (1986) a Equação (12) pode ser reestruturada como:

$$gini = \frac{2\sum_{k=1}^{K} \mathrm{Cov}\,[x_k, F(X)]}{\mu_X} = \sum_{k=1}^{K} R_k G_k S_k, \tag{13}$$

onde S_k indica a participação da parcela ou fonte k da renda, G_k indica o Índice de Gini da fonte k da renda, e R_k indica a correlação de Gini da fonte de renda k com a renda total X. A notação expandida de R_k é apresentada pela Equação (14).

$$R_k = \frac{\mathrm{Cov}\,[x_k, F(X)]}{\mathrm{Cov}\,[x_k, F\,(x_k)]}, \tag{14}$$

onde pode-se pontuar duas propriedades de R_k segundo Stark et al. (1986), Stark et al. (1988): i) $R_k = 0$ e se aproximaria do coeficiente de correlação de Spearman quando x_k é independente de X e igual a -1 com x_k constituindo uma função crescente (decrescente) da renda total; ii) R_k é igual ao coeficiente de correlação de Pearson se x_k e X são variáveis que seguem a distribuição normal.

Essa abordagem permite decompor a renda estatisticamente, destacando a importância relativa das diferentes fontes de renda e a desigualdade associada a cada uma delas, bem como a correlação entre essas fontes e a renda total. Além disso, ao analisar a interação entre os componentes dessa decomposição, essa metodologia possibilita identificar quais fontes de renda contribuem para uma melhor distribuição da renda e quais atuam em sentido contrário.

Neste caso, é possível captar o efeito da variação exógena em cada componente da renda no Índice de Gini dada uma mudança exógena em cada componente da renda,

x_j, em termos absolutos, por um fator e, Equação (15), cujo resultado, tal como apresentado por Stark et al. (1986), pode ser apresentado pela Equação (16).

$$x_j(e) = (1+e)x_j \tag{15}$$

$$\frac{\partial gini}{\partial e} = S_j(R_jG_j - gini), \tag{16}$$

onde S_j, G_j e R_j indicam a j-ésima parcela da renda, o Coeficiente de Gini e a correlação de Gini antes da mudança marginal. Nota-se que se a correlação de Gini entre uma fonte de renda específica e a renda total for negativa ou nula, um aumento nessa fonte de renda resultará na redução da desigualdade. No entanto, se o coeficiente de correlação de Gini for positivo, o impacto sobre a desigualdade dependerá do termo entre parênteses na Equação (16). Para que ocorra um aumento na desigualdade, é necessário que o Índice de Gini da fonte de renda em questão seja maior do que o Índice de Gini da renda total (para $R_j \leq 1$).

A divisão da Equação (16) por $gini$, tem-se:

$$\frac{\frac{\partial gini}{\partial e}}{gini} = \frac{S_jG_jR_j}{gini} - S_j \tag{17}$$

A Equação (17) indica o efeito relativo sobre a desigualdade de renda decorrente de uma mudança percentual marginal em cada fonte de renda, ou seja, o impacto percentual no Índice de Gini quando se eleva em 1% qualquer fonte de renda.

4. Análise dos resultados

Como destacado anteriormente, o recorte temporal deste estudo visa captar a inflexão na dinâmica da concentração de renda brasileira, que entre 2016 e 2019 passou a apresentar oscilações com tendência positiva. O recorte amostral, rural das unidades da federação, permite uma análise das especificidades dessa parcela da população em termos de privação e distribuição. Dessa forma, torna-se mais ilustrativa e específica a relação direta do PBF sobre a desigualdade de renda e, indiretamente, sobre a situação de privação.

Os dados da Tabela 2 apresentam a dinâmica da renda rural per capita cujo valor médio elevou entre 2016 e 2019 em 11,78%. O coeficiente de assimetria, Sk, aponta uma assimetria positiva para a distribuição deste rendimento que, associados ao elevado valor do desvio padrão, Sd, e do coeficiente de variação, CV, indicam uma distribuição desigual da renda.

O perfil concentrador da renda *per capita* também é elucidado pelos percentis da distribuição de renda. Os 10% de menor rendimento usufruíam de menos de R$ 171,00 mensais; os 50% de menor rendimento não superavam R$ 1.000,00; ao passo que, para compor os 10% e 1% de maior rendimento, era necessário dispor de uma renda *per capita* superior a R$ 2.061,00 e R$ 6.500,00, respectivamente. Em termos de rendimento geral, mensurado pelo Índice de Gini, a desigualdade aumentou em 3,24% no período considerado.

Tabela 2. Desigualdade de renda rural (2016–2019)

Ano	nº de obs	Min	Max	Média	Sd	CV	Sk
2016	72 306	0	145 000	1 063,99	1 434,76	1,348	10,892
2017	71 132	0	100 000	1 098,21	1 591,57	1,449	19,600
2018	70 529	0	229 000	1 161,90	1 641,42	1,413	21,114
2019	68 446	0	100 000	1 189,34	1 673,01	1,406	17,739

Ano	P10	P25	P50	P75	P90	P99	Índice de Gini
2016	162	400	880	1 180	1 900	6 200	0,4698
2017	170	400	937	1 200	2 000	6 000	0,4775
2018	168	400	954	1 300	2 000	6 600	0,4907
2019	171	412	998	1 300	2 061	6 500	0,4850

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNADC (2016–2019). Nota: Índice de Gini refere ao rendimento total; as demais estatísticas da Tabela 2 fazem referência ao rendimento per capita.

Este acréscimo da renda *per capita* contradiz os valores observados na Tabela 3, que indicam uma elevação da proporção de pobreza rural e, em valores relativamente elevados, do hiato e do quadrado do hiato da pobreza. Estes últimos indicam um aumento na severidade da pobreza, resultado da concentração de renda, que limita os benefícios da elevação da renda nas faixas superiores da sua distribuição.

Tabela 3. Privação da renda rural (2016–2019)

Ano	P_0	P_1	P_2
2016	26,589	12,274	7,663
2017	26,912	13,390	8,738
2018	27,334	14,282	9,623
2019	27,214	14,175	9,520
Variação %	2,351	15,488	24,233

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNADC (2016–2019).

As estimativas da Equação (6), apresentadas na Tabela 4, corroboram esta constatação. Em módulo, as elasticidades da desigualdade da pobreza são consideravelmente superiores às elasticidades da renda da pobreza. Os valores dos coeficientes das estimativas em relação à renda são inelásticos para os três indicadores de pobreza analisados. Para a proporção de pobres, por exemplo, uma elevação de 1% na renda *per capita* reduz a pobreza em 0,724%. Já os coeficientes que medem as elasticidades da desigualdade da pobreza são elásticos para as três estimativas; neste caso, um aumento de 1% na concentração de renda aumenta a proporção de pobres, o hiato da pobreza e o quadrado do hiato da pobreza em 6,62%, 7,68% e 7,97%, respectivamente.

Ou seja, promover a distribuição de renda em termos percentuais tem um efeito maior sobre a mitigação da pobreza comparado à elevação da renda. Isso permite compreender que os acréscimos de renda observados entre 2016 e 2019 foram mais que compensados pelo aumento da desigualdade, resultando no acréscimo de indivíduos na situação de pobreza.

Neste contexto, insere-se o PBF como uma política que, ao aliviar diretamente a situação de pobreza, pois acresce a renda familiar através da transferência de renda,

Tabela 4. Estimativas das elasticidades renda da pobreza e desigualdade da pobreza

	$\Delta \ln[P_{0,it}]$	$\Delta \ln[P_{1,it}]$	$\Delta \ln[P_{2,it}]$
$\Delta \ln[rend_{it}]$	−0,724***	−0,654***	−0,515***
	(0,268)	(0,189)	(0,207)
$\Delta \ln[gini_{it}]$	6,623***	7,687***	7,974***
	(0,966)	(0,839)	(0,920)
Constante	11,698***	11,207***	10,069***
	(1,929)	(1,196)	(1,311)
Observações	108	108	108
nº grupos	27	27	27
nº instrumentos	5	9	9
ar1p	0,002	0,002	0,003
ar2p	0,515	0,489	0,470
Teste Sargan	0,761	0,247	0,187

Notas: Os valores entre parênteses são os erros padrões robustos, P-valores: *** $p < 0{,}01$, ** $p < 0{,}05$, * $p < 0{,}1$. Os valores de ar1p e ar2p correspondem aos p-valores dos testes de autocorrelação de Arellano-Bond para correlação de primeira ordem e para correlação de segunda ordem nas diferenças dos erros do modelo, respectivamente. O Teste de Sargan indica que os instrumentos da estimativa são válidos (não correlacionados com os erros). Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNADC (2016–2019).

também promove uma distribuição mais equitativa da renda, uma vez que esta transferência é focalizada na cauda inferior da distribuição da renda. Logo, pelo efeito distribuição, o PBF também apresenta potencial para redução da pobreza.

O número de famílias beneficiadas pelo PBF decresceu 2,94%, Tabela 5. Dentre os motivos, destacam-se o corte de famílias que não cumpriram as condicionalidades do programa ou que deixaram de satisfazer os critérios de focalização, por exemplo, ao superarem a linha de pobreza. Esta redução ajuda a compreender o decréscimo nos valores repassados pelo programa, que foi de 2,85%.

Tabela 5. Valor transferido e número de famílias beneficiadas pelo PBF (2016–2019)

Ano	Valor total transferido (R$ 1 milhão)	Número de famílias beneficiadas (1 mil)
2016	32 190	13 570
2017	30 775	13 829
2018	31 791	14 143
2019	31 271	13 171
Δ %	−2,85	−2,940

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Brasil (2023).

A decomposição do Índice de Gini em termos de fonte de renda, tal como descrito na Subseção 3.3, analisada ano a ano, especifica o efeito distribuição do PBF, Tabela 6. Dado o acréscimo observado no Índice de Gini no período analisado, ressalta-se que para que uma fonte de renda apresente a capacidade de elevar o nível de desigualdade, o Gini da fonte deve necessariamente ser superior ao Gini geral, o que se observa em todas as fontes de renda, embora por si só não constitua condição suficiente para isto. Tal fato se reforça na medida que há fontes de renda com capacidade para redução da desigualdade de renda na região rural, como se pode observar a coluna %Mudança com valores negativos.

Denota-se que a maior fonte em termos de participação na massa de rendimentos da região rural (coluna S_k) é a renda oriunda do trabalho, apresentando participação

Tabela 6. Decomposição do Índice de Gini, 2016–2019

Fonte	S_k	G_k	R_k	Part.	% Mudança
2016					
BPC	0,0253	0,9543	0,2177	0,0112	−0,0141
PBF	0,0343	0,7655	−0,4003	−0,0224	−0,0567
Aposentadorias e Pensões	0,2705	0,7370	0,5360	0,2274	−0,0431
Aluguel	0,0170	0,9867	0,7933	0,0282	0,0113
Trabalho	0,6303	0,6632	0,8301	0,7386	0,1083
Outros	0,0226	0,9640	0,3637	0,0169	−0,0057
Total	–	0,4698	–	–	–
2017					
BPC	0,0240	0,9557	0,2124	0,0102	−0,0138
PBF	0,0337	0,7708	−0,4244	−0,0231	−0,0568
Aposentadorias e Pensões	0,2837	0,7345	0,5531	0,2414	−0,0423
Aluguel	0,0194	0,9862	0,7975	0,0320	0,0126
Trabalho	0,6164	0,6767	0,8267	0,7222	0,1058
Outros	0,0227	0,9640	0,3773	0,0173	−0,0054
Total	–	0,4775	–	–	–
2018					
BPC	0,0242	0,9553	0,1980	0,0093	−0,0149
PBF	0,0306	0,7752	−0,4413	−0,0214	−0,0520
Aposentadorias e Pensões	0,2935	0,7305	0,5634	0,2462	−0,0473
Aluguel	0,0200	0,9869	0,8148	0,0328	0,0128
Trabalho	0,6113	0,6936	0,8309	0,7180	0,1066
Outros	0,0202	0,9681	0,3763	0,0150	−0,0052
Total	–	0,4907	–	–	–
2019					
BPC	0,0252	0,9552	0,1936	0,0096	−0,0156
PBF	0,0304	0,7776	−0,4455	−0,0217	−0,0521
Aposentadorias e Pensões	0,2949	0,7275	0,5543	0,2452	−0,0497
Aluguel	0,0193	0,9850	0,7957	0,0311	0,0119
Trabalho	0,6105	0,6884	0,8314	0,7205	0,1100
Outros	0,0197	0,9704	0,3862	0,0152	−0,0045
Total	–	0,4850	–	–	–

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNADC (2016–2019).

entre 61,0% e 63,0% ao longo do período de 2016 a 2019. A segunda fonte de rendimentos mais significativos são as rendas provenientes de Aposentadorias e Pensões com participações entre 27,0% e 29,5%. As demais fontes de renda, a saber, Benefício de Prestação Continuada, Programa Bolsa Família, Aluguéis e Outros (outras fontes de renda) apresentam, individualmente, participação não superior a 3,5%.

Consequentemente, a fonte com maior contribuição para a desigualdade observada foi a renda proveniente do trabalho sendo responsável por cerca de 72% da desigualdade observada no período analisado (coluna Part.). Todas as fontes de renda apresentaram elevados níveis de desigualdade ao longo de todo o período analisado, G_k. A renda do Programa Bolsa Família é a terceira fonte com o menor nível de desigualdade, com cerca de 0,77, sendo mais desigual que somente as rendas oriundas do Trabalho, com nível de desigualdade em torno de 0,68, e Aposentadorias e pensões, com cerca de 0,73. Cabe ressaltar, contudo, que tais fontes de renda estão associadas a condições dadas e, em certa medida estruturais, como a propriedade de imóveis, no caso dos aluguéis e condições de elegibilidade, no caso dos programas federais de transferência de renda. Nesse sentido, tanto sua participação reduzida quanto seus maiores níveis de desigualdade estão fortemente associados a tal característica, dado que parte signifi-

cativa das famílias possuem rendimento nulo para tais fontes, o que afeta o Índice de Gini por estimar a desigualdade em termos relativos.

Embora os rendimentos provenientes do trabalho sejam os mais significativos em termos relativos (S_k), apresentem menor desigualdade entre as fontes de renda (G_k), essa fonte de rendimento para a realidade rural apresenta o maior efeito deletério sobre a distribuição de renda, onde uma elevação em 1% na participação desta fonte na renda total está associada a maior elevação no nível de desigualdade (% Mudança), pois apresenta valor positivo e maior em módulo. Outra fonte que apresenta efeito deletério sobre o quadro distributivo são as rendas provenientes de aluguéis.

Por outro lado, as demais fontes de renda, a saber Benefício de Prestação Continuada (BPC), Programa Bolsa Família (PBF), Aposentadorias e Pensões e Outros (outras fontes de renda) apresentam efeitos positivos no quadro distributivo da região rural brasileira quando da elevação da participação dessas fontes na renda total, com destaque para o Programa Bolsa Família. O potencial de redução da desigualdade da renda rural do Programa Bolsa Família varia entre 1,04 e 1,34 vezes o potencial redutor das Aposentadorias e Pensões, segunda fonte com maior redutor. Ainda em termos relativos, o potencial redutor do PBF é ainda maior quando comparado aos Benefícios de Prestação Continuada, terceira fonte com maior potencial redutor, variando entre 3,33 e 4,11 vezes. Corroborando, portanto, o efeito distribuição do programa.

Com relação às estatísticas de confiabilidade dos parâmetros de (% Mudança), estes se mostraram consistentes em todas as fontes de renda ao longo do período analisado sem ambiguidades em relação à capacidade de gerar efeitos deletérios ou positivos de curto prazo na distribuição de renda observada, Apêndice.

5. Considerações finais

Segundo dados da PNADC, no meio rural brasileiro, a redução da desigualdade de renda, que seguia uma trajetória decrescente desde 2012, sofre uma inflexão entre 2016 e 2019, quando apresentou uma oscilação positiva. Esse acréscimo elevou o número de indivíduos em situação de pobreza, mesmo com o aumento da renda per capita rural. Em suma, isso é resultado da maior sensibilidade da pobreza rural às variações na concentração de renda do que aos aumentos de renda.

O meio rural brasileiro apresenta maior desigualdade na renda do trabalho e menor renda per capita em comparação ao meio urbano. A amostra deste estudo permitiu captar parte dessa especificidade, fornecendo elementos explicativos para a elevada proporção de indivíduos em situação de privação de renda, sobretudo pelos acréscimos observados na severidade da pobreza.

A concentração de renda rural, mensurada pelo Índice de Gini, é especificada e reafirmada quando se analisam o coeficiente de assimetria e o desvio padrão da renda per capita, além da decomposição dos percentis de distribuição da renda.

Nesse contexto, apesar de instituído como instrumento para o alívio da situação de pobreza, o PBF, ao aumentar a renda das famílias em situação de pobreza por meio de transferências diretas, também tem efeito distributivo devido à sua focalização. Logo, contribuiu para amortecer o aumento no número de pessoas em situação de privação.

De modo geral, observou-se que, embora tenha uma participação pouco significativa na composição da renda rural, o PBF mitiga o problema distributivo da amostra. O aumento da participação dessa fonte de renda na composição da renda total tem potencial para reduzir a desigualdade de renda e, em termos percentuais, foi a fonte de renda com maior potencial redutor. Corrobora-se, assim, a relevância desse programa de transferência de renda para amortecer a oscilação positiva da desigualdade no período analisado e, indiretamente, devido à elasticidade desigualdade-pobreza, contribuir também para a redução da situação de privação de renda.

Referências Bibliográficas

Balestra, Carlotta et al. (2018): "Inequalities in emerging economies: Informing the policy dialogue on inclusive growth," Rel. Técn. 2018/13, OECD, Paris. [1]

Baltagi, Badi H. (2005): *Econometric Analysis of Panel Data*, Chichester: John Wiley & Sons, 3 ed. [6, 7]

Barros, Ricardo Paes de, Mirela de Carvalho, Samuel Franco, e Rosane Mendonça (2008): "A importância das cotas para a focalização do Programa Bolsa Família," Rel. Técn. 1349, Ipea, Rio de Janeiro. [2, 4]

Barros, Ricardo Paes de et al. (2006): "Abrindo a contribuição da renda de juros e outros rendimentos para explicar a queda de desigualdade entre 2001 e 2004," in *Seminário sobre a queda recente da desigualdade de renda no Brasil*, Rio de Janeiro: Ipea. [4]

Bourguignon, François (2003): "The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods," in *Inequality and Growth: Theory and Policy Implications*, ed. por Theo S. Eicher e Stephen J. Turnovsky, Cambridge, MA: The MIT Press, 3–26. [2, 3, 7]

Brasil (2023): "Programa Bolsa Família," . [3, 5, 11]

Cardoso, Débora Freire, Edson Paulo Domingues, e Gustavo Britto (2017): "Impactos estruturais do Programa Bolsa Família na dinâmica recente da economia brasileira," Rel. Técn. 556, Cedeplar-UFMG, Belo Horizonte. [4]

Duque, Daniel (2019): "Desigualdade cresce mais no meio rural," Valor Econômico. [1]

Foster, James, Joel Greer, e Erik Thorbecke (1984): "A class of decomposable poverty measures," *Econometrica*, 52 (3), 761–766. [5]

Hoffmann, Rodolfo (2006a): "Brasil, 2004: Menos pobres e menos ricos," *Parcerias Estratégicas*, 11 (22), 77–88. [3]

——— (2006b): "Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004," *Revista Econômica*, 8 (1), 55–81. [3]

——— (2013): "Transferências de Renda e Desigualdade no Brasil (1995-2011)," in *Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania*, ed. por Tereza Campello e Marcelo Côrtes Neri, Brasília: Ipea. [4]

IBGE (2023): “Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua,” . [5]

——— (2024): “Síntese de Indicadores Sociais,” . [1]

Kakwani, Nanak, Marcelo Côrtes Neri, e Hyun H. Son (2006): “Linkages between pro-poor growth, social programmes and labour market: The recent Brazilian experience,” Rel. Técn. 26, International Poverty Centre, UNDP, Brasília. [3]

Kerstenetzky, Celia Lessa (2002): “Por que se importar com a desigualdade,” *Dados*, 45 (4), 649–675. [3]

Lerman, Robert I. e Shlomo Yitzhaki (1985): “Income inequality effects by income source: A new approach and applications to the United States,” *The Review of Economics and Statistics*, 67 (1), 151–156. [2, 8]

Menezes-Filho, Naercio, Bruno Kawaoka Komatsu, e João Pedro Rosa (2021): “Reducing poverty and inequality during the Coronavirus outbreak: The emergency aid transfers in Brazil,” Rel. Técn. 54, Centro de Gestão e Políticas Públicas, Insper. [5]

Neri, Marcelo Côrtes (2019): “A escalada da desigualdade: Qual foi o impacto da crise sobre a distribuição de renda e a pobreza?” Rel. Técn., FGV Social, Rio de Janeiro. [4]

——— (2021): “Desigualdade de impactos trabalhistas na pandemia,” Rel. Técn., FGV Social, Rio de Janeiro. [1, 5]

Neri, Marcelo Côrtes e Pedro Herculano Guimarães Ferreira de Souza (2012): “A década inclusiva (2001-2011): Desigualdade, pobreza e políticas de renda,” Rel. Técn. 155, Ipea. [4]

Peña, Carlos Rosano, Danielle Sandi Pinheiro, Pedro H. M. Albuquerque, e Loyane Mota Fernandes (2015): “A eficácia das transferências de renda: As tendências da desigualdade antes e depois do Programa Bolsa Família,” *Revista de Administração Pública*, 49 (4), 889–914. [4]

Souza, Pedro Herculano Guimarães Ferreira de, Rafael Guerreiro Osório, Luis Henrique Paiva, e Sergei Suarez Dillon Soares (2019): “Os efeitos do Programa Bolsa Família sobre a pobreza e a desigualdade: Um balanço dos primeiros quinze anos,” Rel. Técn. 2499, Ipea, Rio de Janeiro. [2, 3, 4]

Stark, Oded, J. Edward Taylor, e Shlomo Yitzhaki (1986): “Remittances and inequality,” *The Economic Journal*, 96 (383), 722–740. [2, 8, 9]

——— (1988): “Migration, remittances and inequality: A sensitivity analysis using the extended Gini index,” *Journal of Development Economics*, 28 (3), 309–322. [2, 8]

Stiglitz, Joseph E. (2013): *O Preço da Desigualdade*, Lisboa: Bertrand, 2 ed. [2]

Tochetto, Daniela Goya et al. (2004): “Crescimento pró-pobre no Brasil: Uma análise exploratória,” in *32º Encontro Nacional de Economia*, ANPEC. [3]

Trovão, Cassiano José Bezerra Marques, Fabrício Pitombo Leite, e Juliana Bacelar de Araújo (2024): “Income inequality in Brazil between 2019 and 2022: Evolution of the sum

of income and decomposition of the Gini coefficient based on the Continuous PNAD," *Brazilian Keynesian Review*, 10 (1), 170–193. [1, 5]

Van de Werfhorst, Herman G. e Wiemer Salverda (2012): "Consequences of economic inequality: Introduction to a special issue," *Research in Social Stratification and Mobility*, 30 (4), 377–387. [3]

Editor Chefe: Ricardo de Oliveira Cavalcanti, Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro / RJ.
Disponibilidade de dados: Os dados utilizados neste estudo são provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), referentes ao período 2016–2019, disponibilizados publicamente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados podem ser acessados em: https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/9171-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios-continua-mensal.html. Os dados também estão disponíveis mediante solicitação aos autores.

Apêndice: Tabelas adicionais

Tabela A.7. Estatísticas de confiabilidade decomposição do Índice de Gini, 2016

					IC 95%		
Variável	Reps	Observada	Viés	Erro-padrão	lim. inf.	lim. sup.	
b_bpc	50	−0,014111	0,000138	0,000562	−0,01524	−0,012982	(N)
					−0,01498	−0,012939	(P)
					−0,01547	−0,013017	(BC)
b_pbf	50	−0,056657	0,000055	0,000702	−0,05807	−0,055246	(N)
					−0,05773	−0,055168	(P)
					−0,05793	−0,055324	(BC)
b_inss	50	−0,043067	0,000125	0,0025237	−0,04814	−0,037995	(N)
					−0,04713	−0,03789	(P)
					−0,04861	−0,03789	(BC)
b_aluguel	50	0,011292	0,000029	0,0011641	0,00895	0,013631	(N)
					0,00958	0,013495	(P)
					0,00829	0,013495	(BC)
b_trabalho	50	0,108284	−0,00011	0,0025992	0,10306	0,113507	(N)
					0,10246	0,112766	(P)
					0,10246	0,112785	(BC)
b_v_outra	50	−0,00574	−0,00024	0,001276	−0,00831	−0,003177	(N)
					−0,00838	−0,003120	(P)
					−0,00830	−0,002695	(BC)

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNADC (2016–2019).

Tabela A.8. Estatísticas de confiabilidade decomposição do Índice de Gini, 2017

					IC 95%		
Variável	Reps	Observada	Viés	Erro-padrão	lim. inf.	lim. sup.	
b_bpc	50	−0,013804	0,000162	0,000496	−0,0148	−0,012808	(N)
					−0,01454	−0,012698	(P)
					−0,01463	−0,012901	(BC)
b_pbf	50	−0,056826	0,000116	0,000719	−0,05827	−0,055381	(N)
					−0,05790	−0,055546	(P)
					−0,05824	−0,055546	(BC)
b_inss	50	−0,042343	0,000520	0,00228	−0,04693	−0,037757	(N)
					−0,04598	−0,037653	(P)
					−0,04663	−0,038268	(BC)
b_aluguel	50	0,012586	0,000159	0,001254	0,01007	0,015105	(N)
					0,01046	0,015619	(P)
					0,00998	0,015619	(BC)
b_trabalho	50	0,105789	−0,00089	0,002492	0,10078	0,110796	(N)
					0,10100	0,110038	(P)
					0,10240	0,110635	(BC)
b_v_outra	50	−0,005402	−0,00007	0,000786	−0,00698	−0,003823	(N)
					−0,00665	−0,003949	(P)
					−0,00664	−0,00365	(BC)

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNADC (2016–2019).

Tabela A.9. Estatísticas de confiabilidade decomposição do Índice de Gini, 2018

					IC 95%		
Variável	Reps	Observada	Viés	Erro-padrão	lim. inf.	lim. sup.	
b_bpc	50	−0,014901	0,000027	0,000618	−0,01614	−0,013659	(N)
					−0,01594	−0,013784	(P)
					−0,01646	−0,013784	(BC)
b_pbf	50	−0,051993	−0,00006	0,000656	−0,05331	−0,050675	(N)
					−0,05324	−0,050781	(P)
					−0,05322	−0,050617	(BC)
b_inss	50	−0,047344	−0,00019	0,002372	−0,05211	−0,042577	(N)
					−0,05246	−0,042985	(P)
					−0,05246	−0,042985	(BC)
b_aluguel	50	0,0128	0,000239	0,001348	0,01009	0,015509	(N)
					0,0104	0,015470	(P)
					0,01025	0,014951	(BC)
b_trabalho	50	0,106646	−0,000004	0,002825	0,1010	0,112322	(N)
					0,10179	0,112029	(P)
					0,10179	0,112316	(BC)
b_v_outra	50	−0,005208	−0,00000622	0,000595	−0,00640	−0,004012	(N)
					−0,00642	−0,004104	(P)
					−0,00642	−0,00355	(BC)

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNADC (2016–2019).

Tabela A.10. Estatísticas de confiabilidade decomposição do Índice de Gini, 2019

					IC 95%		
Variável	Reps	Observada	Viés	Erro-padrão	lim. inf.	lim. sup.	
b_bpc	50	−0,015621	0,00006	0,00062	−0,01687	−0,014369	(N)
					−0,01669	−0,014421	(P)
					−0,01675	−0,014421	(BC)
b_pbf	50	−0,052123	0,00010	0,000560	−0,05325	−0,050997	(N)
					−0,05302	−0,051018	(P)
					−0,0536	−0,051189	(BC)
b_inss	50	−0,04967	0,000130	0,002019	−0,05373	−0,04561	(N)
					−0,05256	−0,045328	(P)
					−0,05514	−0,045328	(BC)
b_aluguel	50	0,011866	0,000053	0,00092	0,01002	0,013715	(N)
					0,01025	0,013704	(P)
					0,01021	0,013597	(BC)
b_trabalho	50	0,110017	−0,00030	0,002221	0,10555	0,114479	(N)
					0,10589	0,113374	(P)
					0,10623	0,115442	(BC)
b_v_outra	50	−0,004471	−0,00004	0,000837	−0,00615	−0,00279	(N)
					−0,00608	−0,002754	(P)
					−0,00608	−0,002376	(BC)

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados da PNADC (2016–2019).