TRANSFERÊNCIA DE RENDA E DESENVOLVIMENTO SOCIOECONÔMICO NO BRASIL (2003-2017): CRESCIMENTO, DESIGUALDADE E POBREZA

Abilio Trindade Souzart[1], Felipe Gouvêa Pena[2]

[1]Discente do Centro Universitário de Belo Horizonte (UniBH), Belo Horizonte, Brasil (abiliosouzarttrindade@gmail.com)
[2]Docente do Centro Universitário de Belo Horizonte (UniBH), Belo Horizonte, Brasil

Resumo: O presente trabalho investiga a relação entre a expansão do Programa Bolsa Família e o desenvolvimento socioeconômico brasileiro no período de 2003 a 2017, considerando três dimensões: crescimento econômico (PIB per capita em dólares correntes), distribuição de renda (Índice de Gini) e pobreza monetária (proporção da população com renda inferior a US$ 3,00/dia em PPC 2021). A estratégia empírica combina modelos de regressão por Mínimos Quadrados Ordinários com erros-padrão HAC/Newey-West e análise de séries temporais mensais, incluindo testes de estacionariedade (ADF), correlogramas (FAC e FACP) e modelos em primeiras diferenças com defasagens distribuídas. Os modelos anuais indicam associações estatisticamente significativas ao nível de 1%: elasticidade de 0,79 para o PIB per capita, elasticidade de -0,82 para a taxa de pobreza e redução de 0,031 ponto no Gini por variação de 1% nas transferências. A análise de séries temporais confirma que ambas as séries mensais são integradas de ordem 1, evidenciando risco de regressão espúria nos modelos em nível. Os resultados documentam associações temporais estatisticamente significativas e consistentes com a teoria econômica, mas devem ser interpretados com cautela: a especificação univariada e a ausência de mecanismo de identificação causal impedem atribuir os efeitos estimados exclusivamente ao programa.

Palavras-chave: Política Pública; Transferência de Renda; Desenvolvimento Econômico.

INTRODUÇÃO

A desigualdade de renda constitui um dos principais desafios históricos do desenvolvimento econômico brasileiro. Embora o país tenha alcançado elevado grau de industrialização, urbanização e integração aos mercados internacionais ao longo do século XX (FURTADO, 2007), os ganhos desse processo foram distribuídos de forma profundamente desigual entre os diferentes grupos sociais. Como resultado, o Brasil consolidou-se simultaneamente como uma das maiores economias do mundo em termos de produto agregado e como uma das sociedades mais desiguais do planeta (WORLD INEQUALITY LAB, 2026). Nesse contexto, políticas públicas voltadas à redução da pobreza e da desigualdade passaram a ocupar posição central no debate sobre crescimento econômico e inclusão social.

O período de 2003 a 2017 constitui uma janela particularmente relevante para analisar essas questões, pois abrange diferentes fases do ciclo econômico brasileiro, incluindo um período de expansão, a crise financeira internacional de 2008–2009, a desaceleração observada a partir de 2011 e a recessão de 2015–2016. Ao longo desse intervalo, o Produto Interno Bruto (PIB) per capita passou de aproximadamente US$ 3.100, em 2003, para cerca de US$ 13.400, em 2011, refletindo um dos ciclos de crescimento mais expressivos da história recente do país (IPEA, 2026). Esse desempenho esteve associado à valorização das commodities, à expansão do crédito, ao fortalecimento do mercado consumidor, à redução do desemprego e à valorização cambial (CRUZ et al., 2012). A partir de 2011, entretanto, o crescimento perdeu dinamismo em razão da deterioração do cenário econômico interno e externo, culminando na recessão de 2015–2016 (BARBOSA FILHO, 2017; IPEA, 2026).

As transformações econômicas desse período foram acompanhadas por melhorias importantes em indicadores sociais. A taxa de pobreza caiu de 24,7% da população em 2003 para 7,0% em 2014, antes de voltar a crescer para 9,2% em 2017 em decorrência da recessão (IPEA, 2026). De forma semelhante, o Índice de Gini reduziu-se de 57,7 pontos em 2003 para 51,9 em 2015 (BANCO MUNDIAL, 2026), indicando uma melhora na distribuição da renda, ainda que o país permanecesse entre os mais desiguais do mundo.

Entre essas políticas, destaca-se o Programa Bolsa Família (PBF), criado em 2003 e institucionalizado pela Lei nº 10.836/2004. O programa resultou da unificação de iniciativas anteriores — Bolsa Escola, Bolsa Alimentação, Cartão Alimentação e Auxílio Gás — em um modelo de transferências condicionadas de renda, no qual o recebimento do benefício depende do cumprimento de compromissos nas áreas de educação e saúde (BRASIL, 2026). Sua expansão foi rápida: o número de famílias beneficiárias passou de aproximadamente 4,5 milhões em 2004 para 14,1 milhões em 2014, alcançando cerca de um quarto da população brasileira (BRASIL, 2026). Em razão de sua abrangência, o Bolsa Família tornou-se uma das maiores iniciativas de transferência condicionada de renda do mundo.

Apesar de sua ampla difusão, os impactos econômicos e sociais do programa permanecem objeto de intenso debate. Parte da literatura destaca seus efeitos positivos sobre a redução da pobreza, a melhoria da distribuição de renda, a segurança alimentar e a acumulação de capital humano, enquanto outros estudos discutem possíveis efeitos sobre incentivos ao trabalho e sustentabilidade fiscal. Os resultados encontrados variam conforme a metodologia empregada, o período analisado e os indicadores utilizados, justificando novas investigações empíricas sobre o tema.

Diante desse contexto, o presente estudo teve como objetivo analisar a associação entre as transferências do Programa Bolsa Família e indicadores selecionados da economia e das condições sociais brasileiras no período de 2003 a 2017. Especificamente, investigam-se as relações entre os gastos reais do programa e a taxa de pobreza, o Índice de Gini, o PIB per capita e o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br), por meio de modelos de regressão linear e técnicas de análise de séries temporais.

Por fim, ressalta-se que a natureza deste estudo é essencialmente exploratória e descritiva. Os resultados obtidos não devem ser interpretados como evidência de causalidade, uma vez que a identificação causal exigiria estratégias metodológicas mais robustas, capazes de lidar explicitamente com problemas de endogeneidade, variáveis omitidas e causalidade reversa. O propósito central é identificar padrões estatísticos de associação que contribuam para a compreensão do papel desempenhado pelas transferências de renda no contexto socioeconômico brasileiro. Assim, busca-se responder ao seguinte problema de pesquisa: em que medida as políticas públicas de transferência de renda implementadas no Brasil contribuíram para o desenvolvimento socioeconômico do país no período de 2003 a 2017?

REFERENCIAL TEÓRICO

Compreender as causas estruturais da concentração de renda e os instrumentos disponíveis ao Estado para combatê-la é condição indispensável para avaliar a eficácia de políticas públicas de transferência de renda como o Programa Bolsa Família. A perspectiva institucionalista, desenvolvida por Acemoglu e Robinson (2022), situa as instituições políticas e econômicas como o principal fator explicativo das diferenças de prosperidade entre as nações. Para os autores, países com instituições inclusivas tendem a apresentar trajetórias de desenvolvimento mais sustentáveis e distributivamente mais equitativas. Essa perspectiva implica que o crescimento econômico isoladamente não garante redução da desigualdade: a estrutura institucional que determina como os frutos do crescimento são distribuídos é tão relevante quanto a expansão do produto agregado. Sob essa ótica, políticas de transferência de renda podem ser compreendidas como instrumentos que atuam sobre os efeitos da desigualdade institucional, mas não necessariamente sobre suas causas mais profundas.

Em direção complementar, Mokyr (2016) argumenta que a prosperidade das nações está fundamentalmente associada à capacidade de promover inovação, difundir conhecimento e sustentar progresso tecnológico contínuo. Para o autor, sociedades que cultivam uma cultura de crescimento tendem a superar aquelas que dependem exclusivamente de recursos naturais ou de políticas redistributivas de curto prazo. Essa visão não nega a relevância das transferências de renda, mas a relativiza: os ganhos distributivos obtidos por meio de programas sociais seriam mais duradouros quando acompanhados de investimentos que ampliem a capacidade produtiva e o capital humano das populações beneficiadas.

A dimensão distributiva da desigualdade é abordada por Sowell (2024) a partir de uma perspectiva crítica que questiona os fundamentos normativos do conceito de justiça social. O autor argumenta que as disparidades econômicas entre grupos não decorrem necessariamente de exploração ou discriminação sistêmica, mas refletem diferenças acumuladas ao longo do tempo em termos de capital humano, cultura, localização geográfica e escolhas individuais. Sob essa perspectiva, políticas redistributivas que desconsideram esses fatores estruturais podem produzir distorções de incentivo sem resolver as causas subjacentes da desigualdade. Ainda assim, o próprio autor reconhece que o crescimento econômico, a qualidade institucional e a segurança jurídica são condições necessárias para que o progresso social seja sustentável.

Tal embate entre perspectivas redistributivas e perspectivas estruturalistas do desenvolvimento não é meramente teórico: ela tem implicações diretas para o

desenho e a avaliação das políticas sociais brasileiras. Conforme observa Moreira (2019), a desigualdade estrutural que caracteriza economias como a brasileira é de tal magnitude que o crescimento econômico, mesmo quando sustentado, não produz por si só melhorias proporcionais nas condições de vida dos estratos de menor renda.

No contexto brasileiro, o papel do Estado na promoção da redução das desigualdades encontra respaldo na Constituição Federal (1988), que incorpora a justiça social como um dos fundamentos da organização econômica e social do país. Entre os objetivos fundamentais da República estão a erradicação da pobreza e da marginalização, a redução das desigualdades sociais e regionais e a promoção do bem de todos (art. 3º). De forma complementar, a Constituição estabelece que a ordem econômica deve assegurar existência digna conforme os ditames da justiça social (art. 170) e reconhece a assistência social como direito do cidadão e dever do Estado, destinada à proteção das famílias em situação de vulnerabilidade (art. 203). Sob essa perspectiva, políticas de transferência de renda, constituem instrumentos de efetivação dos direitos sociais e de concretização dos objetivos constitucionais, ao buscarem reduzir privações econômicas, ampliar o acesso a serviços essenciais e promover maior inclusão socioeconômica, sem perder de vista que sua eficácia depende da articulação com outras políticas públicas voltadas ao desenvolvimento, à educação, à saúde e à geração de oportunidades.

A justificativa econômica para políticas de transferência de renda repousa sobre dois pilares analíticos distintos, porém complementares: o princípio da utilidade marginal decrescente da renda e o mecanismo do multiplicador keynesiano. O fundamento microeconômico das transferências de renda parte do pressuposto de que a utilidade marginal da renda é decrescente para os indivíduos, isto é, que cada unidade adicional de renda gera benefício menor à medida que o nível de renda do indivíduo aumenta. Souza e Guimarães (2024) exploram essa lógica de forma direta ao demonstrar que, sob esse pressuposto, transferir renda de famílias mais abastadas para famílias mais pobres representa um ganho líquido de bem-estar social: os benefícios gerados pelos recursos recebidos pelas famílias pobres superam amplamente as perdas de utilidade dos contribuintes. Essa é, em essência, a racionalidade distributiva que fundamenta programas como o Bolsa Família.

O segundo pilar, sob a perspectiva de Keynes (1953), esse mesmo aumento de renda carrega o potencial de estimular a atividade econômica de maneira proporcionalmente superior ao gasto público inicial, uma vez que famílias de menor renda apresentam elevada Propensão Marginal a Consumir $\left(b = \frac{dC}{dY}\right)$. Assim, uma parcela significativa dos recursos transferidos retornaria rapidamente à economia por meio de consumo, ampliando a demanda agregada e intensificando o efeito do multiplicador Keynesiano $\left[k = \left(\frac{1}{1-b}\right)\right]$, com possíveis impactos sobre produto, emprego e renda. No contexto brasileiro, Souza e Guimarães (2024) articulam esse argumento, indicando que os recursos transferidos pelo Bolsa Família retornam rapidamente à atividade econômica por meio do consumo local, com potencial de ampliar produto, emprego e renda nas regiões atendidas pelo programa.

Evidências empíricas para esse mecanismo são apresentadas por Neri (2017), ao demonstrar que o Programa Bolsa Família possui elevado efeito multiplicador sobre a atividade econômica brasileira. Segundo o autor, por ser direcionado às famílias de menor renda, cuja propensão ao consumo é significativamente maior, os recursos transferidos retornam rapidamente à economia por meio da aquisição de bens e serviços, dinamizando o comércio local e estimulando a produção. Além do efeito direto sobre a redução da pobreza e da desigualdade, o programa apresenta multiplicador econômico superior ao observado em outras modalidades de gasto público, evidenciando que políticas focalizadas de transferência de renda podem conciliar objetivos distributivos com estímulos à atividade econômica, sobretudo em períodos de desaceleração ou crise.

A tensão entre os efeitos positivos sobre bem-estar e os custos fiscais das transferências de renda é reconhecida pela literatura especializada. Souza e Guimarães (2024) apontam que programas de transferência de renda requerem financiamento público, e que os impostos necessários para os sustentar geram distorções sobre as decisões de produção e trabalho dos agentes econômicos. Mendes (2024) desenvolve essa perspectiva de forma mais ampla, argumentando que a sustentabilidade das políticas sociais depende diretamente do equilíbrio fiscal e da capacidade do país de ampliar produtividade e crescimento econômico. Segundo o autor, a expansão dos gastos públicos sem correspondente aumento da eficiência alocativa do Estado pode comprometer as condições macroeconômicas necessárias para que os próprios programas sociais cumpram seus objetivos de longo prazo. Nessa mesma direção, Lisboa e Pessoa (2019), ressaltam que o planejamento e a implementação das políticas públicas são tão determinantes para seu sucesso quanto os volumes de recursos alocados.

Os programas de transferência condicionada de renda constituem uma modalidade específica de política social na qual o recebimento dos benefícios está vinculado ao cumprimento de determinadas contrapartidas comportamentais por parte dos

beneficiários. Esse modelo distingue-se das transferências incondicionais pela dupla lógica que o fundamenta: ao mesmo tempo em que promove alívio imediato da pobreza por meio da elevação da renda das famílias vulneráveis, visa ao combate estrutural da pobreza no longo prazo por meio do estímulo à acumulação de capital humano nas gerações mais jovens (SOUZA; GUIMARÃES, 2024). As condicionalidades típicas envolvem a exigência de frequência escolar mínima para crianças e adolescentes, a realização de visitas regulares aos serviços de saúde e a manutenção atualizada do calendário de vacinação.

A difusão internacional desse modelo ao longo das últimas décadas é expressiva. Botelho (2024) registra que, entre os 140 países com dados disponíveis na base ASPIRE, aproximadamente 70% possuem programas de transferência de renda incondicional e 43% contam com programas de transferência condicionada. Essa capilaridade mostra que o modelo não representa uma particularidade brasileira, mas uma estratégia amplamente reconhecida como eficaz no combate à pobreza em diferentes contextos econômicos e institucionais. A convergência internacional em torno desse tipo de política reflete, em parte, a acumulação de evidências empíricas favoráveis produzidas por avaliações rigorosas de programas em diferentes países.

No México, o programa PROGRESA foi objeto de avaliações que documentaram não apenas efeitos imediatos sobre a frequência escolar e o consumo das famílias beneficiadas, mas também impactos de longo prazo sobre acumulação de capital humano. Macours et al. (2019) identificaram que os filhos de beneficiários do programa apresentaram, em idade adulta, maiores níveis de escolaridade, maior participação no mercado de trabalho formal e melhores indicadores de saúde em comparação a grupos de controle. Esses resultados sugerem que as transferências condicionadas são capazes de produzir efeitos intergeracionais que vão além do alívio imediato da pobreza, rompendo parcialmente os mecanismos de transmissão da pobreza entre gerações.

Na Indonésia, a avaliação do programa PKH conduzida por Cahyadi et al. (2020) a partir de um desenho experimental robusto identificou impactos cumulativos relevantes sobre indicadores educacionais e de saúde materno-infantil. Os autores documentaram aumentos na taxa de partos assistidos por profissionais especializados e no acompanhamento médico durante a gestação, além de melhorias na frequência e progressão escolar das crianças beneficiadas. A metodologia experimental empregada permitiu isolar os efeitos do programa de outras variáveis que poderiam confundir a análise, conferindo maior confiabilidade causal às estimativas obtidas. Esses resultados corroboram a hipótese de que as condicionalidades de saúde, frequentemente vistas como secundárias em relação às educacionais, podem produzir impactos substanciais sobre o capital humano das populações atendidas.

A eficácia dos programas de transferência condicionada, contudo, não é independente de sua capacidade de focalizar corretamente os beneficiários. Botelho (2024) destaca que a gestão da focalização depende de dois componentes essenciais: a estrutura de cadastramento das famílias de baixa renda e os critérios utilizados para a concessão e manutenção dos benefícios. O primeiro determina a capacidade do Estado de identificar e registrar as famílias em situação de vulnerabilidade; o segundo define as regras de acesso e permanência no programa, garantindo que os recursos cheguem prioritariamente àqueles que mais deles necessitam. No caso brasileiro, o Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal (CadÚnico) consolidou-se como um instrumento central nesse processo: em dezembro de 2022, o sistema registrava mais de 93 milhões de pessoas distribuídas em mais de 41 milhões de famílias, o equivalente a mais de 40% da população brasileira (BOTELHO, 2024).

O Programa Bolsa Família foi criado em 2003, no início do primeiro governo Lula, e institucionalizado pela Lei n.º 10.836/2004. Resultou da unificação de quatro programas federais então em operação — Bolsa Escola, Bolsa Alimentação, Cartão Alimentação e Auxílio Gás — em uma estrutura administrativa única, com critérios de elegibilidade e condicionalidades padronizados (SOUZA; GUIMARÃES, 2024). Essa consolidação representou um avanço significativo na racionalização das políticas sociais brasileiras, eliminando sobreposições administrativas, reduzindo custos de operação e ampliando a cobertura de famílias até então não atendidas por nenhum dos programas predecessores.

O desenho institucional do PBF distinguiu-se de seus antecessores pela ênfase simultânea no alívio imediato da pobreza e na promoção do capital humano das gerações mais jovens (CÓRDOVA; ALVES, 2019). As condicionalidades do programa (frequência escolar mínima de 75% para crianças e adolescentes entre 6 e 17 anos, realização de acompanhamento de saúde para gestantes e crianças até 7 anos e manutenção do calendário de vacinação) foram concebidas como mecanismos de incentivo à acumulação de capital humano, com o objetivo de interromper a transmissão intergeracional da pobreza (SOUZA; GUIMARÃES, 2024). Esse duplo propósito diferencia o programa das transferências puramente compensatórias e aproxima seu modelo dos padrões internacionais que acumularam evidências positivas sobre eficácia.

A expansão do programa ao longo do período analisado foi expressiva tanto em cobertura quanto em valor. Em 2004, o PBF atendia aproximadamente 4,5 milhões de famílias. Em 2014, esse número atingiu 14,1 milhões, correspondendo a cerca de um quarto da população brasileira e tornando o programa a maior iniciativa de transferência condicionada de renda do mundo em termos de cobertura relativa (SOUZA; GUIMARÃES, 2024). Em termos financeiros, o gasto nominal com o programa cresceu de R$3,8 bilhões em 2004 para R$29,0 bilhões em 2017.

Os impactos econômicos e sociais do Bolsa Família permanecem objeto de intenso debate na literatura especializada. A vertente favorável ao programa documenta efeitos positivos sobre redução da pobreza monetária, melhoria da distribuição de renda, segurança alimentar, frequência escolar, dinamização das economias locais e redução da mortalidade infantil. Denes et al. (2018), em avaliação dos impactos macroeconômicos e sociais do PBF e do Benefício de Prestação Continuada (BPC) nos municípios brasileiros, identificaram que o Bolsa Família apresentou impactos sociais relevantes, especialmente em indicadores de vacinação infantil e permanência escolar, ao mesmo tempo em que contribuiu para a elevação da renda per capita dos municípios beneficiados. O BPC demonstrou maior associação com a elevação do PIB municipal, indicando que transferências de maior valor e voltadas a grupos específicos, como idosos e pessoas com deficiência, tendem a produzir efeitos mais pronunciados sobre a atividade econômica local.

No campo educacional, Maciel (2026) identificou que os efeitos do PBF apresentam resultados heterogêneos. Utilizando metodologia de variáveis instrumentais para lidar com problemas de endogeneidade, identificou que as condicionalidades de frequência escolar do programa influenciam o comportamento educacional das famílias beneficiárias, mas com resultados mistos sobre desempenho e progressão escolar, com evidências de maior repetência em alguns contextos. Esse achado sugere que o aumento na frequência escolar induzido pelas condicionalidades nem sempre se traduz em melhorias equivalentes na qualidade do aprendizado, apontando para a necessidade de políticas complementares que atuem sobre as condições de oferta educacional nas regiões atendidas pelo programa.

A vertente crítica do debate aponta para possíveis efeitos adversos do programa sobre os incentivos ao trabalho, para o risco de dependência prolongada das famílias em relação às transferências e para os custos fiscais de longo prazo associados à sua expansão. Mendes (2024) ressalta que a sustentabilidade das políticas sociais depende do equilíbrio fiscal e que a expansão contínua dos gastos com transferências, sem correspondente crescimento da produtividade e da base tributária, pode comprometer a capacidade do Estado de manter e ampliar os programas no longo prazo. Lisboa e Pessoa (2019) reforçam que o sucesso de qualquer política pública depende não apenas do volume de recursos alocados, mas do cuidado com que ela é planejada e implementada.

Lavinas (2007) apresenta uma perspectiva analítica mais ampla, argumentando que a redução estrutural das desigualdades no Brasil depende não apenas da ampliação das transferências monetárias diretas às famílias, mas do fortalecimento simultâneo do investimento social público e da provisão universal de serviços essenciais como educação, saúde, saneamento e habitação. Segundo a autora, programas de transferência de renda, por mais bem focalizados que sejam, atuam principalmente sobre os efeitos da pobreza e da desigualdade, sem modificar as estruturas que as reproduzem.

O conjunto do referencial teórico e empírico revisado permite identificar um campo de convergência e outro de tensão no debate sobre políticas de transferência de renda. A convergência está no reconhecimento de que programas bem desenhados e focalizados produzem efeitos mensuráveis sobre a redução da pobreza monetária e, quando acompanhados de condicionalidades efetivas, sobre a acumulação de capital humano das gerações beneficiadas. A tensão reside na questão de se esses efeitos são suficientes para promover mudanças estruturais na distribuição de renda e no desenvolvimento econômico de longo prazo, ou se representam ganhos redistributivos de caráter transitório, dependentes da sustentabilidade fiscal e do desempenho macroeconômico do país.

Para os propósitos deste trabalho, a literatura revisada cumpre funções complementares. Primeiro, fundamenta teoricamente as hipóteses testadas empiricamente: a associação esperada entre transferências e redução da pobreza apoia-se no mecanismo da utilidade marginal decrescente; a associação com o Gini, na lógica distributiva do programa; e a relação com o PIB per capita e com o IBC-Br, no mecanismo do multiplicador keynesiano e na propensão marginal a consumir das famílias beneficiárias. Segundo, fundamenta as limitações interpretativas dos resultados, em especial a impossibilidade de inferência causal a partir das estratégias econométricas empregadas, cuja a própria literatura discutida reconhece como inerente a estudos baseados em dados observacionais sem mecanismos de identificação exógena.

MATERIAL E MÉTODOS

A presente pesquisa caracteriza-se como descritiva, de abordagem qualitativa e quantitativa (mista), tendo como objetivo analisar os impactos das políticas públicas de transferência de renda condicional sobre o

desenvolvimento econômico e social brasileiro, utilizando seis séries de dados provenientes de fontes primárias oficiais públicas. A pesquisa foi desenvolvida a partir de revisão bibliográfica, levantamento documental e análise de dados estatísticos e econômicos do período. A etapa de seleção bibliográfica buscou reunir diferentes interpretações teóricas acerca da desigualdade social, distribuição de renda, pobreza e políticas públicas. Entre as principais referências utilizadas estão "Políticas Públicas Bem-Sucedidas", organizado por Marcos Mendes; "Microeconomia Brasileira Contemporânea", de André Portela Souza e Bernardo Guimarães; além da obra "Distribuição de Renda no Brasil", organizado por José M. Camargo e Fabio Giambiagi. Dessa forma, a pesquisa combina análise qualitativa da literatura econômica com evidências quantitativas obtidas a partir de dados oficiais, permitindo uma avaliação mais abrangente dos resultados observados no Brasil ao longo do período estudado.

O Programa Bolsa Família constitui a variável central. Os dados mensais de famílias beneficiárias, valor total repassado e benefício médio foram obtidos do sistema VisData3 do Ministério de Desenvolvimento e Assistência Social (MDS/SENARC), demonstrativo financeiro do PBF. O PIB per capita (US$ correntes, código NY.GDP.PCAP.CD) e o Índice de Gini (código SI.POV.GINI) foram obtidos via API do Banco Mundial (WDI). A taxa de pobreza provém do IPEA (PNADS_PERCPOBRE300): percentual da população com renda inferior a US$3,00/dia em paridade de poder de compra de 2021. O IBC-Br foi coletado do BCB/SGS, código 24364 — série com ajuste sazonal X-13 ARIMA-SEATS. A escolha deliberada desta série, em detrimento da série bruta (código 24363), é metodológica: a série sem ajuste apresenta flutuações intra-anuais regulares que contaminam os testes de estacionariedade, impedindo distinguir raiz unitária de sazonalidade determinística, e cuja primeira diferença simples é insuficiente para estacionarização. O IPCA mensal foi coletado via BCB/SGS código 433, verificado contra os acumulados anuais publicados pelo IBGE.

O Índice de Gini e a taxa de pobreza apresentaram lacuna em 2010, ano em que o IBGE não realizou a PNAD. Ambos os valores foram imputados pela mediana da respectiva série: Gini = 53,55% e Pobreza = 11,25%. A imputação pela mediana é adequada para um único ponto faltante em série de trajetória suave. A diferença em relação à interpolação linear entre 2009 e 2011 é inferior a 0,3% em ambos os casos, sem impacto material sobre os coeficientes estimados.

Todos os valores monetários foram convertidos para reais em dezembro de 2017. O índice foi construído por acumulação multiplicativa, sendo:

$$IPCA_idx_t = \prod_{s=jan/2003}^{t} \left(1 + \frac{\pi_s}{100}\right), \quad (1)$$

$$IPCA_idx_t^{base} = \frac{IPCA_idx_t}{IPCA_idx_{dez/2017}} \times 100 \quad (2)$$

A deflação mês a mês é dada por:

$$V_{real,t} = V_{nominal,t} \times \frac{100}{IPCA_idx_t^{base}} \quad (3)$$

A deflação mensal individualizada é mais precisa do que um deflator anual médio, especialmente em anos com alta concentração inflacionária intra-anual, como em 2015 (IPCA acumulado 10,67%).

Para estimação dos modelos de regressão linear foi utilizado o método de mínimos quadrados ordinários (MQO/OLS).

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y \quad (4)$$

A variável independente em todos os modelos e $x_t = ln(BF_{real,t})$, o logaritmo natural do total anual de transferências reais (R$ bilhões, base dez/2017), cobrindo o período 2004-2017 com $N = 14$ observações. As especificações são:

$$M1: ln(PIB_{pc,t}) = \alpha_1 + \beta_1 ln(BF_t) + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$M2: Gini_t = \alpha_2 + \beta_2 ln(BF_t) + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$M3: ln(Pobreza_t) = \alpha_3 + \beta_3 ln(BF_t) + \varepsilon_t \quad (7)$$

Nas especificações log-log (M1 e M3), $\hat{\beta}$ é interpretado como elasticidade:

$$\hat{\beta} = \frac{\partial \ ln\ Y}{\partial \ ln\ X} = \frac{\triangle\ Y/Y}{\Delta X/X} \quad (8)$$

O índice de Gini é mantido em nível na especificação log-linear (M2) por ser um índice adimensional (0–100) para o qual o logaritmo não possui interpretação econômica direta. Nesse caso, $\hat{\beta}/100$ fornece a variação em pontos absolutos do Gini associada a uma variação de 1% nas transferências. A escolha por modelos univariados decorre do caráter exploratório e da limitação do número de observações. Um modelo multivariado que incorpora simultaneamente os três indicadores como variáveis explicativas estaria sujeito a elevados níveis de multicolinearidade, comprometendo a precisão e a interpretação dos coeficientes estimados. Em contrapartida, a estimação de três modelos univariados, cada um voltado para uma dimensão específica do desenvolvimento socioeconômico, permite obter resultados mais

estáveis, robustos e de interpretação mais direta. Os erros-padrão foram estimados pelo corretor HAC (NEWEY & WEST, 1987), adotando $l = 2\,lags$, conforme a regra $l = T^{1/4} \approx 14^{0,25} \approx 1{,}93$. A presença de autocorrelação serial de primeira ordem nos resíduos e diagnosticada pela estatística de Durbin-Watson:

$$DW = \frac{\Sigma_{t=2}^{T} (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\Sigma_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_t^2} \approx 2(1 - \hat{p}\,), \qquad (9)$$

onde valores $DW \approx 2$ indicam ausência de autocorrelação $(\hat{p} \approx 0)$; $DW \approx 0$ indica autocorrelação positiva severa $(\hat{p} \approx 1)$.

Como etapa inicial da análise, estima-se um modelo baseline em log-nível, dado por $ln(IBC_t) \sim ln(BF_t)$. O objetivo desta especificação não é produzir estimativas para interpretação substantiva, mas servir como referência diagnóstica para avaliar as propriedades estatísticas das séries e dos resíduos. Em particular, a estimação em nível permite identificar possíveis violações dos pressupostos clássicos do modelo linear, como autocorrelação serial e não estacionariedade, que podem comprometer a validade da inferência. A constatação desses problemas justifica a adoção dos procedimentos de séries temporais apresentados nas seções seguintes.

A investigação da dependência temporal inicia-se pela análise da Função de Autocorrelação (FAC) e da Função de Autocorrelação Parcial (FACP). A FAC mede a correlação entre observações da série separadas por k períodos, sendo definida como:

$$\hat{p}k = \frac{\Sigma_{t=k+1}^{T} \left(y_t - \underline{y}\right)\left(y_{t-k} - \underline{y}\right)}{\Sigma_{t=1}^{T} \left(y_t - \underline{y}\right)^2} \qquad (10)$$

A análise conjunta da FAC e da FACP permite avaliar a persistência temporal da série e identificar possíveis problemas de não estacionariedade. Em particular, quando a FAC apresenta decaimento lento, permanecendo significativa por muitos lags, e a FACP exibe um primeiro lag elevado seguido de valores próximos de zero nos demais, há evidências da presença de uma raiz unitária. Esse padrão indica que os efeitos dos choques persistem ao longo do tempo, caracterizando um comportamento não estacionário da série.

A estacionariedade é testada formalmente pelo Teste Aumentado de Dickey-Fuller (SAID & DICKEY, 1984). A equação estimada é:

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \phi_j \, \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (11)$$

onde as hipóteses do teste são $H_0: \gamma = 0$, indicando a presença de raiz unitária contra $H_1: \gamma < 0$, que implica a estacionariedade da série.

Três testes complementares são utilizados para avaliar a adequação dos modelos aos pressupostos de Gauss-Markov. (I) O teste de Ljung-Box verifica a presença de autocorrelação serial nos resíduos até a defasagem h, tendo como hipótese nula a ausência de autocorrelação (LJUNG; BOX, 1978). Em seguida, o teste de Breusch-Pagan (BREUSCH; PAGAN, 1979) avalia a hipótese de homocedasticidade, isto é, de variância constante dos erros ao longo das observações. Por fim, o teste de Jarque-Bera (JARQUE; BERA, 1987) examina a normalidade dos resíduos com base nos seus coeficientes de assimetria e curtose.

Após a confirmação de que as séries são integradas de ordem um $\big(I(1)\big)$, a estimação é realizada em primeiras diferenças logarítmicas. Essa transformação torna as séries estacionárias e reduz o risco de regressões espúrias decorrentes de tendências comuns nas variáveis. Para capturar possíveis efeitos defasados do benefício sobre a atividade econômica, estima-se um modelo incluindo até $K = 3$ defasagens de $\Delta ln(BF)$.

Neste contexto, cada coeficiente β_k representa a elasticidade de curto prazo associada a uma variação do benefício observada K meses antes. Os erros-padrão são calculados pelo estimador HAC, com largura de banda $l = 3$, tornando a inferência robusta à presença de heterocedasticidade e autocorrelação residual. O número ótimo de defasagens é selecionado pelo Critério de Informação de Akaike (AIC) e posteriormente validado pelo teste de Ljung-Box aplicado aos resíduos de cada especificação.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os três coeficientes estimados mostraram-se estatisticamente significativos ao nível de 1% e apresentaram sinais compatíveis com as previsões da teoria econômica. Em outras palavras, os resultados sugerem uma associação consistente entre a expansão das transferências de renda e melhorias nos indicadores analisados.

Tabela 1: Modelos MQO/OLS Anuais.

	M1 (PIB_{pc})	**M2** Gini	**M3** $ln(Pobreza)$
$ln(BF_{real})$	$0{,}7933^{***}$	$-3{,}1163^{***}$	$-0{,}8214^{***}$
	(0,1083)	(0,2358)	(0,0685)

Tabela 1: Modelos MQO/OLS Anuais.

Constante	6,6382***	63,4276***	4,9600***
	(0,2981)	(0,7237)	(0,2149)
Especificação	log-log	log-linear	log-log
N	14	14	14
R^2	0,8147	0,9058	0,9627
$R^2\ adjust.$	0,8101	0,8979	0,9596
Durbin-Watson	0,624	1,758	0,903

No modelo M1, a elasticidade estimada foi de $\hat{\beta}_1 = 0{,}7933$. Isso significa que um aumento de 1% nas transferências reais está associado, em média, a um crescimento de aproximadamente 0,79% do PIB per capita nominal. Como o coeficiente é inferior à unidade, a relação é considerada inelástica: variações nas transferências geram aumentos proporcionais menores no produto. Esse resultado é compatível com o peso relativamente reduzido do programa na economia brasileira e com o fato de que seu principal mecanismo de transmissão ocorre por meio do aumento do consumo das famílias beneficiárias. Como essas famílias tendem a apresentar elevada propensão marginal a consumir, grande parte dos recursos recebidos retorna rapidamente à atividade econômica.

No modelo M2, o coeficiente estimado foi $\hat{\beta}_2 = -3{,}1163$. A interpretação é que um aumento de 1% nas transferências está associado a uma redução de aproximadamente 0,031 ponto no índice de Gini, indicando menor concentração de renda. Embora o efeito marginal pareça pequeno à primeira vista, ele se torna relevante quando observado ao longo do tempo. Entre 2003 e 2015, por exemplo, o índice de Gini brasileiro caiu de 57,6 para 51,9 pontos, uma redução acumulada de 5,7 pontos. Além disso, M2 apresentou o diagnóstico econométrico mais favorável entre os três modelos. O teste de Durbin-Watson foi de 1,758, valor situado dentro da faixa convencionalmente associada à ausência de autocorrelação serial significativa dos resíduos (entre 1,5 e 2,5). Isso sugere que os erros do modelo não apresentam dependência temporal intensa, aumentando a confiança na estimação.

Já no modelo M3, a elasticidade estimada foi $\hat{\beta}_3 = -0{,}8214$. Esse resultado indica que um aumento de 1% nas transferências está associado a uma redução de aproximadamente 0,82% na taxa de pobreza. Entre os três modelos analisados, esse é provavelmente o resultado mais intuitivo do ponto de vista econômico, uma vez que as transferências de renda afetam diretamente a renda das famílias mais vulneráveis. O mecanismo causal é relativamente claro: ao complementar a renda dos domicílios situados próximos ou abaixo da linha de pobreza, o programa contribui para reduzir a proporção da população nessa condição. Além disso, o modelo apresentou elevado poder explicativo, com $R^2 = 0{,}9627$, indicando que grande parte da variação observada na taxa de pobreza é capturada pela variável de interesse.

Apesar desses resultados favoráveis, a análise dos resíduos exige cautela na interpretação dos coeficientes. Os valores dos testes de Durbin-Watson obtidos para M1 (0,624) e M3 (0,903) apontam para forte autocorrelação positiva dos resíduos. Em termos práticos, isso significa que os erros de um período tendem a estar fortemente relacionados aos erros dos períodos anteriores, sugerindo a presença de dinâmica temporal não capturada pelos modelos.

Esse resultado levanta a possibilidade de que as séries utilizadas em nível sejam não estacionárias. Nessa situação, regressões estimadas por mínimos quadrados ordinários podem apresentar relações aparentemente significativas mesmo quando não existe um vínculo econômico genuíno entre as variáveis, fenômeno conhecido como regressão espúria. Por essa razão, a investigação da estacionariedade das séries e de suas propriedades temporais torna-se um passo necessário para validar os resultados obtidos. Essa preocupação motiva a análise de séries temporais desenvolvidas na seção seguinte.

O modelo mensal foi estimado em especificação log-log, relacionando o logaritmo do Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) ao logaritmo das transferências do Bolsa Família ($\ln IBC_t \sim \ln BF_t$), com uma amostra de 168 observações mensais. À primeira vista, os resultados sugerem um ajuste bastante satisfatório. O coeficiente de determinação foi elevado ($R^2 = 0{,}908$), indicando que aproximadamente 90,8% da variação observada no IBC-Br é explicada pela variável de transferências. Além disso, o coeficiente estimado foi $\hat{\beta} = 0{,}218$ e apresentou elevada significância estatística ($p < 0{,}001$), sugerindo uma elasticidade positiva entre as variáveis. Sob uma interpretação puramente mecânica da regressão, esse resultado indicaria que um aumento de 1% nas transferências do Bolsa Família estaria associado a um crescimento de aproximadamente 0,22% no nível de atividade econômica medido pelo IBC-Br. Entretanto, antes de atribuir significado econômico a essa relação, é necessário verificar se os pressupostos do modelo de regressão linear estão sendo atendidos.

O principal problema identificado refere-se à dependência temporal dos resíduos. O teste de Durbin-Watson foi de apenas 0,132, valor extremamente

distante do patamar de referência próximo de 2, que caracterizaria ausência de autocorrelação serial. Esse resultado corresponde a um coeficiente autorregressivo aproximado de $\hat{p} \approx 0{,}934$, indicando que os erros de um período estão fortemente relacionados aos erros observados nos períodos anteriores. Dessa forma, o modelo deixa de capturar uma parcela importante da dinâmica temporal presente nos dados, fazendo com que os resíduos apresentem elevada persistência ao longo do tempo. Essa conclusão é reforçada pelo teste de Ljung-Box. Para doze defasagens, a estatística Q(12) atingiu 847,5, com valor-p inferior a 10^{-173}. Trata-se de uma evidência extremamente forte contra a hipótese nula de ausência de autocorrelação. Em outras palavras, a estrutura temporal remanescente nos resíduos não é um fenômeno pontual ou limitado a poucos períodos: ela persiste ao longo de diversas defasagens, revelando que a especificação estimada não consegue representar adequadamente a dinâmica das séries.

Por outro lado, os demais testes apresentaram resultados relativamente favoráveis. O teste de Breusch-Pagan produziu valor-p de 0,327, não fornecendo evidências para rejeitar a hipótese de homocedasticidade. Isso sugere que a variância dos resíduos permanece aproximadamente constante ao longo da amostra. Da mesma forma, o teste de Jarque-Bera apresentou valor-p de 0,077, não rejeitando a hipótese de normalidade dos resíduos aos níveis usuais de significância. Assim, entre os pressupostos clássicos avaliados, apenas as hipóteses de homocedasticidade e normalidade mostraram-se compatíveis com os dados.

O conjunto dos resultados diagnósticos revela um padrão frequentemente associado a regressões espúrias: um coeficiente de determinação muito elevado e coeficientes estatisticamente significativos coexistindo com forte autocorrelação residual. Nessas circunstâncias, o elevado R^2 de 0,908 não deve ser interpretado automaticamente como evidência de forte capacidade explicativa do modelo. Parte substancial desse ajuste pode decorrer simplesmente do fato de ambas as séries apresentarem trajetórias temporais persistentes e tendências de longo prazo semelhantes. Em outras palavras, a regressão pode estar capturando o movimento comum das séries ao longo do tempo, e não necessariamente um efeito causal ou estrutural das transferências sobre a atividade econômica.

Diante desses resultados, torna-se necessário investigar com maior profundidade as propriedades temporais das séries utilizadas. A forte autocorrelação observada nos resíduos sugere a possibilidade de que as variáveis apresentem tendência estocástica e não sejam estacionárias (GRANGER; NEWBOLD, 1974). Nessa situação, coeficientes estatisticamente significativos e elevados valores de R^2 podem refletir apenas o comportamento comum das séries ao longo do tempo, e não uma relação econômica efetiva entre elas. Consequentemente, a validade das inferências obtidas por meio da regressão fica comprometida, tornando indispensável a realização de testes formais de raiz unitária e estacionariedade. Essa investigação é conduzida na seção seguinte, com o objetivo de verificar se os resultados encontrados representam uma relação econômica genuína ou se decorrem de um problema de regressão espúria.

A análise das séries em logaritmos fornece os primeiros indícios de não-estacionariedade. A série de ln(BF) apresenta uma trajetória de crescimento praticamente contínua entre janeiro de 2004 e meados de 2014, sem evidências de retorno a um nível médio de longo prazo. Já a série de ln(IBC) também exibe comportamento persistente, com expansão ao longo da maior parte da amostra, seguida de desaceleração e contração durante a recessão de 2015–2016, além de uma recuperação parcial em 2017. Em ambos os casos, os movimentos observados parecem refletir mudanças permanentes no nível das séries, e não oscilações temporárias em torno de uma média constante. Esse padrão é incompatível com o comportamento esperado de processos estacionários.

Os correlogramas reforçam essa interpretação. Para ln(BF), a função de autocorrelação (FAC) permanece estatisticamente significativa em todos os 24 lags analisados, apresentando um decaimento extremamente lento. A função de autocorrelação parcial (FACP), por sua vez, concentra praticamente toda a dependência temporal no primeiro lag, com valores próximos da unidade e queda abrupta nas defasagens subsequentes. O mesmo padrão é observado para ln(IBC). Para verificar formalmente essa hipótese, foi aplicado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), cujos resultados são apresentados na Tabela 2. A hipótese nula do teste estabelece que a série possui raiz unitária, isto é, que ela é não estacionária. A rejeição dessa hipótese fornece evidência de estacionariedade; a não rejeição sugere que a série apresenta comportamento persistente compatível com uma tendência estocástica.

Tabela 2: Teste ADF — Série em Nível e primeiras Diferenças. Brasil, jan/2004-dez/2017.

Série	Espec.	ADF	p-valor	Lags	Decisão (5%)
$ln(BF)$ em nível	$C + t$	$-1{,}771$	0,718	0	Não Rejeita H_0
$ln(IBC)$ em nível	$C + t$	$-1{,}112$	0,927	2	Não Rejeita H_0

Tabela 2: Teste ADF — Série em Nível e primeiras Diferenças. Brasil, jan/2004-dez/2017.

$\Delta\ ln(BF$	C	$-12{,}117$	0,000	0	Rejeita H_0
$\Delta\ ln(IB($	C	$-6{,}652$	0,000	1	Rejeita H_0

Os resultados para as séries em nível são claros. Para ln(BF), a estatística ADF foi de −1,771, com p-valor de 0,718. Para ln(IBC), a estatística foi de −1,112, com p-valor de 0,927. Em ambos os casos, os valores observados estão muito distantes do valor crítico de 5% (−3,437), não permitindo rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Assim, não há evidências estatísticas de que as séries sejam estacionárias quando analisadas em seus níveis. O quadro muda completamente após a aplicação da primeira diferença. A série Δln(BF) apresentou estatística ADF de −12,117, enquanto Δln(IBC) apresentou valor de −6,652. Ambos os resultados são muito inferiores aos respectivos valores críticos e vêm acompanhados de p-valores praticamente nulos. Dessa forma, a hipótese de raiz unitária é rejeitada com ampla margem de segurança para as duas séries diferenciadas.

Esses resultados indicam que tanto ln(BF) quanto ln(IBC) são séries integradas de ordem um, ou I(1). Em termos práticos, isso significa que as séries não são estacionárias em nível, mas tornam-se estacionárias após uma única diferenciação. Consequentemente, choques que afetam seus níveis tendem a produzir efeitos permanentes, enquanto as taxas de crescimento representadas pelas primeiras diferenças exibem comportamento estável ao longo do tempo.

Um aspecto adicional merece destaque no caso de Δln(BF). O critério de seleção do teste ADF indicou a utilização de zero defasagens adicionais. Isso sugere que, após a diferenciação, a série apresenta pouca ou nenhuma dependência serial remanescente, aproximando-se de um processo de ruído branco. Em outras palavras, a primeira diferença remove praticamente toda a persistência temporal observada na série em nível, reforçando a evidência de que a não estacionariedade decorre da presença de uma raiz unitária.

Os testes de raiz unitária apresentados na seção anterior indicaram que tanto ln(BF) quanto ln(IBC) são séries integradas de ordem um, I(1). Como consequência, a regressão estimada em nível está sujeita ao risco de regressão espúria. Para contornar esse problema, o modelo foi reestimado utilizando as primeiras diferenças dos logaritmos, que correspondem aproximadamente às taxas de crescimento mensais das variáveis.

O modelo M1 foi estimado com 167 observações e erros-padrão robustos à heterocedasticidade e autocorrelação (HAC, $\ell = 3$). Os resultados obtidos foram:

$$\widehat{\Delta ln(IBC_t)} = 0{,}0018 + -0{,}0079\Delta ln(BF_t)$$
$$(0{,}001) \quad (0{,}021), \qquad (12)$$
$$R^2 = 0{,}001,\ DW = 1{,}499$$

O coeficiente associado às transferências não se mostrou estatisticamente significativo (p = 0,705) e apresentou magnitude econômica reduzida. Esse resultado sugere que variações mensais no valor transferido pelo Bolsa Família não produzem efeitos detectáveis sobre a atividade econômica agregada no mesmo mês. Esse resultado não implica necessariamente ausência de impacto econômico do programa. Em vez disso, sugere que eventuais efeitos podem ocorrer de forma gradual, manifestando-se apenas após alguns períodos.

Um resultado que chama atenção é a queda drástica do coeficiente de determinação. Enquanto o modelo em nível (M0) apresentava $R^2 = 0{,}908$, o modelo em diferenças produz $R^2 = 0{,}001$. À primeira vista, essa redução pode parecer uma deterioração da qualidade do ajuste. Contudo, ela deve ser interpretada de forma oposta. O elevado R^2 observado em M0 provavelmente refletia a tendência comum compartilhada pelas duas séries ao longo do tempo, e não uma relação econômica efetiva entre elas. Ao remover essa tendência por meio da diferenciação, desaparece também a correlação artificial que inflava o poder explicativo do modelo original. A Tabela 3 resume a comparação dos principais resultados entre os modelos M0 e M1.

Tabela 3: Diagnóstico de Gauss-Markov — M0 (log-nível) vs M1 (log-diferenças).

Teste	**M0**	**M1**	**Diagnóstico**
Durbin-Watson	0,132	1,499	Mo viola; M1 dentro da faixa
Ljung-box lag 1	$p < 0{,}001^{***}$	$p = 0{,}002^{***}$	ambos rejeitam
Ljung-box lag 4	$p < 0{,}001^{***}$	$p = 0{,}000^{***}$	ambos rejeitam
Ljung-box lag 8	$p < 0{,}001^{***}$	$p = 0{,}002^{***}$	ambos rejeitam

Tabela 3: Diagnóstico de Gauss-Markov — M0 (log-nível) vs M1 (log-diferenças).

Ljung-box lag 12	$p < 0{,}001^{***}$	$p = 0{,}004^{***}$	ambos rejeitam
Breusch-Pagan	$p = 0{,}327$	$p = 0{,}833$	não rejeita em ambos
Jarque-Bera	$p = 0{,}077$	$p < 0{,}001^{***}$	M0 não rejeita; M1 rejeita
R^2	0,908	0,001	M0 espúrio
N	168	167	-

O primeiro aspecto relevante refere-se à autocorrelação dos resíduos. O teste de Durbin-Watson aumentou de 0,132 para 1,499 após a diferenciação das séries, correspondendo a uma redução da autocorrelação de primeira ordem de aproximadamente 0,934 para 0,251. A melhora é substancial e constitui uma forte evidência de que grande parte da dependência serial observada em M0 era consequência da não estacionariedade das séries em nível. Embora o valor de 1,499 esteja no limite inferior da faixa convencionalmente considerada aceitável, ele representa um avanço expressivo em relação ao diagnóstico inicial.

O segundo ponto diz respeito ao teste de Ljung-Box. Apesar da melhora observada no Durbin-Watson, a hipótese nula de ausência de autocorrelação continua sendo rejeitada em todos os horizontes analisados, com p-valores variando entre 0,002 e 0,004. Isso indica que ainda existe dependência temporal remanescente nos resíduos. Em outras palavras, a simples diferenciação das séries elimina o problema da regressão espúria, mas não é suficiente para capturar toda a dinâmica temporal presente na relação entre as variáveis. Esse resultado sugere que o efeito das transferências pode ocorrer com defasagens. Os erros-padrão HAC utilizados na estimação garantem que a inferência estatística permaneça válida mesmo na presença dessa autocorrelação residual. Entretanto, eles não eliminam a dependência serial em si; apenas corrigem seus efeitos sobre os erros-padrão e sobre os testes de significância. Assim, os diagnósticos indicam que ainda há espaço para aperfeiçoar a especificação do modelo.

Por fim, o teste de Jarque-Bera aponta uma mudança importante no comportamento dos resíduos. Enquanto M0 não rejeitava a hipótese de normalidade, M1 apresenta forte rejeição (JB = 34,025; p < 0,001). A distribuição dos resíduos exibe assimetria negativa e excesso de curtose, refletindo a ocorrência de observações extremas associadas à recessão brasileira de 2015–2016. Durante esse período, a atividade econômica sofreu contrações abruptas que geraram variações negativas incomuns no IBC-Br, afetando a distribuição dos erros. Em conjunto, os resultados da Tabela 3 mostram que a transformação das séries em primeiras diferenças resolveu o principal problema identificado na regressão em nível. No entanto, a persistência de autocorrelação residual sugere que a relação entre as variáveis possui uma dinâmica temporal mais complexa.

A primeira limitação refere-se ao tamanho da amostra utilizada nos modelos anuais. As regressões por mínimos quadrados ordinários foram estimadas com apenas 14 observações, correspondentes ao período de 2003 a 2016. Amostras dessa dimensão reduzem significativamente o poder estatístico dos testes, ampliam a incerteza das estimativas e tornam os resultados mais sensíveis a observações específicas. Além disso, em séries temporais curtas que compartilham tendências semelhantes, coeficientes de determinação elevados podem surgir mesmo na ausência de uma relação estrutural efetiva entre as variáveis. Por essa razão, os elevados valores de R^2 observados nos modelos anuais devem ser interpretados com cautela e não como evidência conclusiva de forte capacidade explicativa.

A segunda limitação está relacionada ao problema da não estacionariedade das séries. Os testes realizados com dados mensais indicaram que tanto as transferências do Bolsa Família quanto o nível de atividade econômica são séries integradas de ordem um, I(1). Esse resultado reforça a possibilidade de que os modelos estimados em nível estejam sujeitos ao fenômeno de regressão espúria, no qual coeficientes estatisticamente significativos e elevados valores de R^2 refletem apenas a presença de tendências comuns ao longo do tempo. Os baixos valores do estatístico de Durbin-Watson observados em alguns modelos anuais constituem um indício adicional desse problema, sugerindo que os resíduos preservam parte da persistência temporal presente nas séries originais. Embora a utilização de erros-padrão robustos do tipo HAC contribua para corrigir a inferência estatística diante de autocorrelação e heterocedasticidade, essa estratégia não elimina a possibilidade de especificação inadequada decorrente da não estacionariedade.

Uma terceira limitação decorre da simplicidade dos modelos estimados. As regressões foram especificadas de forma univariada, utilizando apenas as transferências do programa como variável explicativa. Consequentemente, o coeficiente associado ao Bolsa Família pode estar capturando não apenas os efeitos do programa, mas também a influência de outros fatores que evoluíram simultaneamente ao longo do período analisado. Entre eles destacam-se o crescimento econômico, a

valorização real do salário mínimo, as mudanças no mercado de trabalho, a expansão educacional, a ampliação do crédito e a implementação de outras políticas sociais. A ausência de variáveis de controle impede a separação precisa desses efeitos, limitando a interpretação dos coeficientes como medidas do impacto específico das transferências de renda.

Por fim, os resultados não permitem estabelecer relações causais. As estimativas obtidas documentam associações estatísticas entre as variáveis ao longo do tempo, mas não demonstram que as transferências tenham sido a causa direta das mudanças observadas no PIB per capita, na desigualdade de renda ou na pobreza. A identificação causal exigiria estratégias empíricas capazes de isolar variações exógenas no programa, como experimentos naturais, regressão descontínua, diferenças-em-diferenças ou instrumentos válidos. Na ausência desses mecanismos de identificação, as conclusões deste estudo devem ser compreendidas como evidências de associação compatíveis com a teoria econômica e com a literatura existente, mas não como provas definitivas de causalidade.

Em conjunto, essas limitações não invalidam os resultados encontrados, mas recomendam prudência em sua interpretação. Os achados devem ser entendidos como evidências exploratórias sobre a relação entre as transferências de renda e indicadores socioeconômicos brasileiros, constituindo um ponto de partida para investigações futuras baseadas em modelos mais abrangentes e estratégias de identificação causal mais robustas.

CONCLUSÃO

Este trabalho analisou a relação entre a expansão do Programa Bolsa Família (PBF) e três dimensões centrais do desenvolvimento socioeconômico brasileiro entre 2003 e 2017: o crescimento da renda per capita, a redução da desigualdade de renda, medida pelo Índice de Gini, e a diminuição da pobreza monetária. Os resultados obtidos pelos modelos estimados por Mínimos Quadrados Ordinários, com erros-padrão robustos de Newey-West, indicaram associações estatisticamente significativas e consistentes com a teoria econômica. As estimativas apontaram elasticidade de 0,79 entre as transferências do programa e o PIB per capita, redução de aproximadamente 0,031 ponto no Índice de Gini para cada aumento de 1% nas transferências e elasticidade de -0,82 para a taxa de pobreza, sugerindo que a expansão do programa esteve associada à melhora desses indicadores.

A análise das séries temporais mensais revelou que tanto as transferências do Bolsa Família quanto o nível de atividade econômica, representado pelo IBC-Br, são séries integradas de ordem um (I(1)). Esse resultado exige cautela na interpretação de regressões estimadas em nível, uma vez que séries não estacionárias podem produzir relações espúrias. Por essa razão, a utilização de primeiras diferenças mostrou-se mais adequada para investigar a dinâmica de curto prazo entre as variáveis.

Uma das dimensões mais relevantes e, ao mesmo tempo, menos capturada pelos modelos estimados neste trabalho refere-se aos impactos sociais multidimensionais do Programa Bolsa Família. A análise econométrica concentrou-se em três indicadores quantitativos — PIB per capita, Índice de Gini e taxa de pobreza monetária —, os quais, embora centrais para a avaliação macroeconômica do programa, são insuficientes para capturar a totalidade das transformações promovidas pelas transferências condicionadas sobre as condições de vida das famílias beneficiárias.

No campo educacional, o Bolsa Família operou de forma direta por meio da condicionalidade de frequência escolar mínima de 75% para crianças e adolescentes entre 6 e 17 anos. A literatura especializada registra impactos positivos sobre as taxas de matrícula e frequência escolar, conforme apontado por Maciel (2026). Entretanto, o aumento na frequência nem sempre se traduziu em melhoria equivalente no desempenho e na progressão escolar, revelando que a expansão do acesso é condição necessária, mas não suficiente, para a melhoria da qualidade da aprendizagem. Esse resultado aponta para a necessidade de políticas educacionais complementares voltadas à qualidade da oferta, ao fortalecimento docente e à infraestrutura escolar nas regiões atendidas.

Na dimensão da saúde, as condicionalidades do programa, que incluem acompanhamento médico regular para gestantes, mães em período de amamentação e crianças menores de 7 anos, além da manutenção atualizada do calendário vacinal, contribuíram para ampliar o acesso aos serviços básicos de saúde entre as populações mais vulneráveis. Estudos internacionais comparáveis, como o de Cahyadi et al. (2020) sobre o programa PKH indonésio, documentaram aumentos expressivos nas taxas de partos assistidos por profissionais especializados e no acompanhamento pré-natal, sugerindo que condicionalidades de saúde bem estruturadas produzem impactos substantivos sobre o capital humano materno-infantil.

Cabe destacar, ainda, o impacto do programa sobre as economias locais dos pequenos municípios, particularmente relevante nas regiões com menor dinamismo econômico. Denes et al. (2018) identificaram que o Bolsa Família contribuiu para a elevação da renda per capita nos municípios beneficiados, por meio do efeito multiplicador das transferências sobre o consumo local. Em municípios

com base econômica pouco diversificada e dependente do setor público, os recursos do programa representam uma parcela significativa do fluxo de renda circulante, dinamizando o comércio varejista, a prestação de serviços e a arrecadação tributária municipal. Esse mecanismo de redistribuição regional constitui uma dimensão redistributiva do programa que transcende os benefícios individuais e familiares, alcançando o desenvolvimento territorial.

A análise desenvolvida neste trabalho abrange o período de 2003 a 2017, permitindo avaliar os efeitos do Programa Bolsa Família durante sua fase de consolidação. No entanto, a extensão da investigação para períodos mais recentes representa uma importante agenda de pesquisa. A incorporação de dados posteriores possibilitaria examinar como mudanças institucionais, econômicas e sociais ocorridas após 2017 influenciaram a dinâmica das transferências de renda e seus efeitos sobre indicadores de desenvolvimento socioeconômico.

Além de ampliar o horizonte temporal da análise, estudos futuros poderão investigar se as relações observadas neste trabalho permanecem válidas em diferentes contextos econômicos e institucionais. A disponibilidade de séries mais longas e de novas bases de dados também permitirá a aplicação de metodologias econométricas mais robustas, contribuindo para uma compreensão mais abrangente dos impactos de longo prazo das políticas de transferência de renda no Brasil.

Os caminhos para a continuidade desta agenda de pesquisa são múltiplos e complementares. No campo microeconométrico, a construção de painéis municipais a partir dos dados do Portal da Transparência, da PNAD Contínua e do Censo Demográfico permitiria ampliar substancialmente o tamanho amostral e controlar heterogeneidades não observadas por meio de efeitos fixos de município e de tempo. Essa estratégia não apenas aumentaria o poder estatístico das estimativas, como também possibilitaria explorar variações cross-sectionais na cobertura e no valor médio dos benefícios entre municípios, dimensão analítica inteiramente ausente no presente trabalho, que se restringe a séries nacionais agregadas.

Adicionalmente, estratégias de identificação causal, como regressão descontínua baseada nos critérios de elegibilidade por renda per capita familiar, modelos de diferenças-em-diferenças explorando variações na cobertura municipal ao longo do tempo, ou a exploração das descontinuidades impostas pelo Auxílio Emergencial e pelas mudanças recentes no programa, oferecem perspectivas promissoras para aprofundar a compreensão dos mecanismos e da magnitude dos efeitos das transferências de renda. A disponibilidade crescente de microdados administrativos do CadÚnico, integrados aos registros do CNIS, RAIS e SISU, abre novas possibilidades para a construção de bancos de dados longitudinais em nível individual, capazes de rastrear trajetórias educacionais, laborais e de saúde dos beneficiários e de seus filhos ao longo do tempo.

Retomando a questão que orientou esta pesquisa, os resultados obtidos indicam que a expansão das transferências de renda do Programa Bolsa Família esteve associada a melhorias relevantes em indicadores centrais do desenvolvimento socioeconômico brasileiro entre 2003 e 2017. As evidências apontam para associações consistentes com o crescimento da renda, a redução da desigualdade e a diminuição da pobreza monetária, além de sugerirem impactos positivos sobre a atividade econômica com defasagem temporal compatível com os mecanismos de transmissão previstos pela teoria econômica. Os impactos sociais multidimensionais do programa, sobre educação, saúde, segurança alimentar e dinamização econômica local, reforçam o argumento de que transferências de renda bem focalizadas e acompanhadas de condicionalidades efetivas são capazes de produzir transformações que extrapolam a dimensão meramente monetária da pobreza.

A trajetória recente do programa, marcada por sua substituição pelo Auxílio Brasil, pela experiência disruptiva do Auxílio Emergencial durante a pandemia e por sua reconfiguração sob o governo Lula a partir de 2023, demonstra que as políticas de transferência de renda são objetos dinâmicos, sensíveis às prioridades políticas e às condições macroeconômicas de cada período. Compreender como essas descontinuidades afetam os resultados dos programas é uma tarefa que a literatura brasileira ainda não concluiu e que demanda novos esforços de pesquisa.

Assim, este trabalho contribui para o debate sobre políticas públicas de combate à pobreza ao demonstrar que programas de transferência de renda podem desempenhar papel relevante não apenas na proteção social imediata das famílias beneficiárias, mas também na dinâmica mais ampla do desenvolvimento econômico e social. Em um país marcado por profundas desigualdades históricas, compreender os efeitos dessas políticas permanece uma tarefa fundamental para o desenho de estratégias capazes de conciliar crescimento econômico, redução da pobreza e promoção da equidade. Os resultados aqui apresentados constituem não um ponto final, mas um passo adicional na construção de evidências sobre o papel das transferências de renda no desenvolvimento brasileiro, um debate que, à luz dos desafios persistentes e das transformações institucionais recentes, está longe de se encerrar.

REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J, A. Por que as nações fracassam: as origens do poder, da prosperidade e da pobreza. 1.ed., Rio de Janeiro: Intrínseca, 2022.

BANCO MUNDIAL. Gini index - Brazil. Washington, DC: World Bank, 2026. Disponível em: https://datos.bancomundial.org/indicador/SI.POV.GINI?locations=BR. Acesso em: 30 abr. 2026.

BARBOSA, F. A crise econômica de 2014-2017. Estudos Avançados, São Paulo, v. 31, n. 89, 2017. Disponível em: https://doi.org/10.1590/s0103-40142017.31890006. Acesso em: 30 abr. 2026.

BRASIL. Constituição (1988). Constituição da República Federativa do Brasil de 1988. Brasília, DF: Presidência da República, 1988. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/constituicao.htm. Acesso em 13 jun. 2026.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento e Assistência Social, Família e Combate à Fome. Vis Data 3 - Data Explorer: Programa Bolsa Família. Brasília, DF, 2026. Disponível em: https://aplicacoes.cidadania.gov.br/vis/data3/data-explorer.php. Acesso em: 2 mar. 2026.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. Programa Bolsa Família: mais inclusão, mais cidadania. Brasília, DF: MDS, 2015. Disponível em: https://www.mds.gov.br/webarquivos/publicacao/bolsa_familia/Cartilhas/Cartilha_PBF_2015.pdf. Acesso em: 30 abr. 2026.

BREUSCH, S.; PAGAN, A. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. Econometrica, vol. 47, n. 5, p. 1287-94, 1979. Disponível em: https://doi.org/10.2307/1911963. Acesso em: 12 jun. 2026.

BOTELHO, V. O cadastro único para programas sociais do governo federal: presente e futuro. In: MENDES, M. (org.). Políticas bem-sucedidas: lições para promover o bem comum. 1. ed., São Paulo: Jandaíra, 2024. p. 74-93.

CAHYADI, N. et al. Cumulative impacts of conditional cash transfer programs: experimental evidence from Indonesia. American Economic Journal: Economic Policy 12, p. 88-110, 2020. Disponível em: https://doi.org/10.1257/pol.20190245. Acessado em: 30 abr. 2026.

CÓRDOVA, I.; ALVES, G. Programas de transferência condicionada de renda na ótica dos direitos sociais: uma opção para o combate das vulnerabilidades brasileiras. Polis Revista Latinoamericana, Santiago, n. 53, p. 111-126, 2019. Disponível em: https://www.scielo.cl/pdf/polis/v18n53/0718-6568-polis-18-53-00168.pdf. Acesso em: 12 jun. 2026.

CRUZ, A. et al. A economia brasileira: conquistas dos últimos 10 anos e perspectivas. BNDES, 2012.

DENES, G. et al. Uma avaliação dos impactos macroeconômicos e sociais de programas de transferência de renda nos municípios brasileiros. Fundação Getúlio Vargas Revista Brasileira de Economia. Rio de Janeiro, v. 72, n. 3, p. 292-312, 2018. Disponível em: http://dx.doi.org/10.5935/0034-7140.20180014. Acessado em: 1 mai. 2026.

FURTADO, C. Formação econômica do Brasil. 34. ed., São Paulo: Companhia das Letras, 2007.

GRANGER, W.; NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. Journal of Econometrics, vol. 2, p. 111-120, 1974. Disponível em: https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7. Acesso em: 12 jun. 2026.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). IPEAData. Brasília, DF: Ipea. Disponível em: https://www.ipeadata.gov.br/. Acesso em: 30 abr. 2026.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Mudanças recentes na pobreza brasileira. Comunicado do Ipea, n. 111, Brasília, DF, 15 set. 2011. Disponível em: https://repositorio.ipea.gov.br/server/api/core/bitstreams/c4f101ec-eefe-4979-8f14-718cd7a8fca5/content. Acesso em: 30 abr. 2026.

JARQUE, M. BERA, K. A test for normality of observations and regression residuals. International Statistics Review, vol. 55, n. 2, p. 163-72, 1987. Disponível em: https://doi.org/10.2307/1403192. Acesso: 12 jun. 2026.

KEYNES, J. M.; The General Theory of Employment, Interest, and Money. New York: Harcourt BraceJovanovich, 1953.

LAVINAS, L. Gasto social no Brasil: programas de transferência de renda versus investimento social. Ciência e Saúde Coletiva, Rio de Janeiro, v. 12, n. 6, p. 1463-1476, 2007. Disponível em: https://doi.org/10.1590/S1413-81232007000600009. Acessado em 1 mai. 2026.

LISBOA, M.; PESSOA, S. O valor das ideias: debate em tempos turbulentos. 1. ed., São Paulo: Companhia das Letras, 2019.

LJUNG, M.; BOX, P. On a measure of lack of fit in time series models. Biometrika. vol. 75, n. 2, p. 297-303, 1978. Disponível em: https://doi.org/10.2307/2335207. acesso em: 12 jun. 2026.

MACIEL, F. A. Unintended educational consequences of the bolsa família program in brazil. International Journal of Social Economics. Published online: 2026. Disponível em: https://doi.org/10.1108/IJSE-05-2025-0495. Acesso em: 30 abr. 2026.

MACOURS, K. et al. Long-term impacts of conditional cash transfer: review of the evidence. World Bank Research Observer, 2019. Disponível em: https://hal.inrae.fr/hal-02619281v1. Acessado em: 30 abr. 2026.

MENDES, M. Políticas bem-sucedidas: lições para promover o bem comum. 1. ed., São Paulo: Jandaíra, 2024.

MOKYR, J. A Culture of growth: the modern economy. Princeton: Princeton University Press, 2016.

MOREIRA, E. Desigualdade & caminhos para uma sociedade mais justa. 3. ed., Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2019.

NERI, M. Evolução social, superação da crise e os programas de transferência de renda. In: Seminário Internacional de Direito Administrativo e Administração Pública, Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 2017. Disponível em: https://hdl.handle.net/10438/23973. Acesso em: 12 jun. 2026.

NEWEY, W.; WEST, K. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. Econometrica, vol. 55, n. 3, p. 703-08, 1987. Disponível em: https://users.ssc.wisc.edu/~kdwest/publications/1980/A%20Simple%20PSD%20HAC%20Covariance%20Matrix.pdf. Acesso em: 12 jun. 2026.

SAID, E.; DICKEY, A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. Biometrika, vol. 71, n. 3, p. 599-607, 1984. Disponível em: https://doi.org/10.2307/2336570. Acesso em: 12 jun. 2026.

SOUZA, A.; GUIMARÃES, B. Microeconomia Brasileira Contemporânea. 1. ed., Rio de Janeiro: FGV Editora EESP, 2024.

SOWELL, T. Falácias da justiça social. Tradução de Vanessa Schreiner. 1. ed., Rio de Janeiro: Alta Books, 2024.

WORLD INEQUALITY LAB. World Inequality Report 2026. Paris: World Inequality Lab, 2026. Disponível em: https://wir2026.wid.world/www-site/uploads/2026/04/World_Inequality_Report_2026.pdf. Acesso em: 30 abr. 2026.