



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA ADMINISTRAÇÃO ATUÁRIA
E CONTABILIDADE - FEAAC
PROGRAMA DE ECONOMIA PROFISSIONAL

ORLEI DE OLIVEIRA BARBOSA

DESIGUALDADE DE RENDA E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO NORDESTE
BRASILEIRO: UM ESTUDO QUANTITATIVO (2012-2023)

FORTALEZA

2026

ORLEI DE OLIVEIRA BARBOSA

DESIGUALDADE DE RENDA E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO NORDESTE
BRASILEIRO: UM ESTUDO QUANTITATIVO (2012-2023)

Dissertação apresentada a Universidade Federal do Ceará, no Programa de Economia Profissional, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Paulo de Melo Jorge Neto

FORTALEZA

2026

ORLEI DE OLIVEIRA BARBOSA

**DESIGUALDADE DE RENDA E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO NORDESTE
BRASILEIRO: UM ESTUDO QUANTITATIVO (2012-2023)**

Dissertação apresentada a Universidade Federal do Ceará, no Programa de Economia Profissional, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre.

Aprovada em: ___/___/_____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Paulo de Melo Jorge Neto (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Andrei Gomes Simonassi
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Ricardo Antonio de Castro Pereira
Universidade Federal do Ceará (UFC)

A Deus.

Aos meus pais, Djalma e Elizabete que tanto se
esforçaram para dar educação a seus filhos.

AGRADECIMENTOS

A Deus, pelo dom da vida e por haver me presenteado com mais esse momento de realização e felicidade.

Ao Professor. Dr. Paulo de Melo Jorge Neto, pela excelente orientação.

Aos professores participantes da banca examinadora Professores. Dr Andrei Gomes Simonassi e. Dr Ricardo Antonio de Castro Pereira pelo tempo, pelas valiosas colaborações e sugestões.

A minha e esposa Elma e meus filhos Arthur e Aline, por todo apoio dado.

Aos colegas da turma de mestrado, pelas reflexões, críticas e sugestões recebidas.

“A economia existe para servir às pessoas, e não
as pessoas para servirem à economia.”

(Papa Francisco, 2013)

RESUMO

Nesta dissertação se avalia a relação entre as variáveis desigualdade de distribuição de renda e desenvolvimento econômico, nos estados do Nordeste brasileiro entre os anos de 2012 e 2023. Para a estimação do modelo e teste da aplicabilidade da relação de Kuznets na região, como também dos efeitos da pandemia da COVID19 sobre a concentração de renda, são avaliadas variáveis explicativas de uso consolidado na literatura empírica. A metodologia utilizada para estimação do modelo proposto foi a de dados em painel. Os dados utilizados na pesquisa foram extraídos da PNAD contínua e do SNC do IBGE e as estimativas foram realizadas por meio de regressores lineares utilizando o método FGLS. Os resultados empíricos confirmam haver uma relação de Kuznets entre crescimento e desigualdade para região Nordeste no período e que, em 2023, todos estados já se encontravam na parte descendente da curva. Que há uma forte influência dos programas de transferência de renda, como o Auxílio Emergencial, na redução da desigualdade na região, efeito este que foi significativamente amplificado durante o período pandêmico. Constatou-se, adicionalmente, a relação positiva do valor médio de aposentadoria e do índice de analfabetismo com o nível de desigualdade, sugerindo que alterações nesses indicadores não se traduzem, necessariamente, em ganhos de equidade distributiva. Espera-se que os resultados forneçam evidências empíricas que apoiem políticas públicas de desenvolvimento econômico, assegurando maior equidade social na região.

Palavras-chave: Desigualdade. Desenvolvimento Econômico. Coeficiente de Gini.

ABSTRACT

This dissertation evaluates the relationship between income distribution inequality and economic development in the states of Northeast Brazil from 2012 to 2023. To estimate the model and test the applicability of the Kuznets relationship in the region, as well as the effects of the COVID-19 pandemic on income concentration, explanatory variables widely used in the empirical literature are examined. The methodology employed for estimating the proposed model is panel data analysis. The data used in the research were obtained from the Continuous PNAD and the IBGE's National Accounts System (SNC), and the estimates were carried out using linear regressors through the FGLS method. The empirical results confirm the existence of a Kuznets relationship between growth and inequality in the Northeast region during the period, and that, by 2023, all states were already on the downward-sloping segment of the curve. They also indicate a strong influence of income transfer programs, such as Emergency Aid, in reducing inequality in the region, an effect that was significantly amplified during the pandemic period. Additionally, a positive relationship was found between the average retirement benefit value and the illiteracy rate and the level of inequality, suggesting that increases in this indicator do not necessarily translate into gains in distributive equity. It is expected that the results will provide empirical evidence to support public policies aimed at economic development while ensuring greater social equity in the region.

Keywords: Inequality. Economic Development. Gini Coefficient.

LISTA DE FIGURAS

| | |
|---|----|
| Figura 1: Matriz de correlação das Variáveis Independentes | 35 |
| Figura 2: Curva de Kuznets teórica para o Nordeste brasileiro..... | 46 |
| Figura 3: Valores teóricos (linha) versus observados (pontos) do Gini para cada estado em 2023. | 47 |

LISTA DE GRÁFICOS

| | |
|---|----|
| Gráfico 1: Coeficiente de Gini por Estado (2012–2023)..... | 25 |
| Gráfico 2: PIB <i>per capita</i> Nominal por Estado (2012–2023) | 26 |
| Gráfico 3: Bolsa Família/Auxílio Emergencial por Estado atualizado para 2023..... | 28 |

LISTA DE TABELAS

| | |
|---|----|
| Tabela 1: Detalhamento e fontes dos dados utilizados na pesquisa | 24 |
| Tabela 2: Estatística descritiva dos dados coletados, Nordeste, 2012 a 2023 | 29 |
| Tabela 3: Diagnóstico de Multicolinearidade: Testes VIF e Número de Condição..... | 35 |
| Tabela 4: Sequência de Testes para Seleção do Estimador de Painel..... | 43 |
| Tabela 5: Resultados do Modelo de Efeitos Aleatórios: Coeficientes e Estatísticas (Variável dependente: log Gini) | 43 |
| Tabela 6: Comparação entre Estimadores de Painel (Variável dependente: log Gini) | 44 |
| Tabela 8: Modelo de EA com erros-padrão robustos (HAC) | 56 |

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

| | |
|-------|---|
| ABNT | Associação Brasileira de Normas Técnicas |
| IBGE | Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística |
| NBR | Norma Brasileira Regulamentar |
| SIDRA | Sistema IBGE de Recuperação Automática |
| PNAD | Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios |
| SNC. | Sistema Nacional de Contas |
| FGLS | Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis |

LISTA DE SÍMBOLOS

| | |
|----|------------------|
| \$ | Dólar |
| % | Porcentagem |
| £ | Libra |
| ¥ | Iene |
| € | Euro |
| § | Seção |
| © | Copyright |
| ® | Marca Registrada |

SUMÁRIO

| | |
|--|-----------|
| 1 INTRODUÇÃO | 14 |
| 2 REFERENCIAL TEÓRICO | 18 |
| 2.1 Efeitos da Desigualdade sobre o Crescimento..... | 18 |
| 2.2 Revisão da Literatura Empírica Nacional..... | 21 |
| 3 ANÁLISE DOS DADOS | 24 |
| 3.1 Apresentação e Análise dos Dados | 24 |
| 3.1.1 <i>Desigualdade de Renda</i> | 25 |
| 3.1.2 <i>Produto Interno Bruto (PIB)</i> | 26 |
| 3.1.3 <i>Programas Sociais de Distribuição de Renda</i> | 27 |
| 3.2 Análise Estatística dos Dados | 28 |
| 4 METODOLOGIA | 31 |
| 4.1 Especificação do Modelo | 31 |
| 4.2 Diagnóstico de Multicolinearidade | 34 |
| 4.3 Tratamento da Heterogeneidade e Seleção de Estimadores | 36 |
| 4.3.1 <i>Teste de Chow</i> | 37 |
| 4.3.2 <i>Teste de Breusch-Pagan</i> | 37 |
| 4.3.3 <i>Teste de Hausman</i> | 37 |
| 4.4 Índice de Gini..... | 37 |
| 5 ANÁLISE DOS RESULTADOS | 41 |
| 5.1 Análise Econométrica do Modelo..... | 41 |
| 5.1.1 <i>A Hipótese de Kuznets, Confirmação e Ponto de Inflexão</i> | 45 |
| 5.1.2 <i>Transferências de Renda: Canal Progressivo e Canal Regressivo</i> | 47 |
| 5.1.2.1. <i>Pensões previdenciárias: efeito concentrador</i> | 47 |
| 5.1.2.2. <i>Bolsa Família/Auxílio Emergencial: efeito redistributivo</i> | 48 |
| 5.1.3 <i>Mercado de Trabalho: O Canal do Desemprego</i> | 48 |
| 5.1.4 <i>Capital Humano: Analfabetismo Pré-determinado</i> | 49 |
| 5.1.5 <i>O Choque Pandêmico de 2020</i> | 49 |
| 5.2 Análise Econômica dos Resultados | 50 |
| 5.2.1 <i>Mercado de Trabalho: O Papel do Desemprego</i> | 52 |
| 5.2.2 <i>Previdência Social e Regressividade</i> | 52 |
| 5.2.3 <i>O Choque da Pandemia e o Papel do Auxílio Emergencial</i> | 53 |
| 5.3 Testes de Adequação do Modelo em Painel | 55 |

| | |
|--------------------------|-----------|
| 6 CONCLUSÃO..... | 58 |
| REFERÊNCIAS | 60 |

1 INTRODUÇÃO

A relação entre a distribuição de renda e desenvolvimento econômico constitui um dos mais antigos, porém ainda atuais, campos de estudo da análise econômica. Trata-se de conceitos estreitamente relacionados, que têm alimentado o debate dos economistas por décadas e cujo estudo se intensificou nos últimos anos com o avanço das ferramentas de processamento eletrônico e a disponibilidade crescente de bases de dados econômicos e demográficos mais acessíveis. Estudos recentes desenvolvidos no CAEN/UFC, como os de Melo Neto (2023) e Parente (2024), demonstram como a disponibilidade de bases de dados desagregadas (como a PNAD Contínua) e o uso de métodos econométricos robustos têm permitido novas evidências sobre esse antigo debate.

Historicamente, a investigação desse vínculo remete aos trabalhos de Kuznets (1955), que formulou a célebre curva em “U invertido” para descrever a relação entre desenvolvimento econômico e desigualdade de renda. Segundo sua teoria, nos estágios iniciais do desenvolvimento, quando economias predominantemente agrárias iniciam sua transição para setores urbanos e industrializados, ocorre um aumento inevitável da concentração de renda. Isso se deve ao fato de que os ganhos de produtividade são inicialmente apropriados pelos segmentos mais dinâmicos da economia, enquanto grande parte da força de trabalho permanece em atividades tradicionais de baixa remuneração. Essa tendência concentradora, contudo, tenderia a se reverter em fases mais avançadas do desenvolvimento, à medida que os fluxos migratórios se estabilizam e as instituições econômicas amadurecem.

É importante destacar que, embora o crescimento econômico, entendido como a expansão da produção total de bens e serviços, seja frequentemente associado à prosperidade, desequilíbrios na distribuição dessa riqueza podem comprometer, no longo prazo, a sustentabilidade do próprio processo de expansão. A concentração excessiva de renda fragiliza a coesão social e pode gerar instabilidades econômicas, configurando-se, portanto, como um obstáculo ao crescimento sustentável (BARRO, 2000). Além disso, a desigualdade é um fenômeno multifacetado, como ressaltam Ferreira e Cruz (2010, p. 103):

A desigualdade é um problema amplo e que abrange vários aspectos sociais e econômicos, incluindo disparidades de acesso à saúde e a outros bens e serviços, diferenciações raciais, de gênero, educacionais, de habilidades, entre outros. Estas múltiplas facetas da questão podem refletir ou explicar a desigualdade de renda,

Sob essa perspectiva, a interação entre desenvolvimento e desigualdade revela-se complexa e multifacetada, lastreada em padrões de influência mútua que variam conforme o

contexto institucional, histórico e socioeconômico. Em alguns cenários, a expansão econômica pode intensificar a concentração de renda; em outros, elevados níveis de desigualdade atuam como obstáculo à promoção de um desenvolvimento mais inclusivo e sustentável. Essa heterogeneidade de efeitos fez surgir diferentes abordagens teóricas que buscam explicar os mecanismos subjacentes a esse vínculo.

Uma dessas abordagens atribui a relação entre desigualdade e crescimento às imperfeições no mercado de crédito, que restringem o acesso ao financiamento por parte de agentes com menor poder aquisitivo, limitando seu potencial de investimento. Outra vertente, representada por autores como Alesina e Rodrik (1994) e Kaldor (1957) dão ênfase ao papel de variáveis macroeconômicas e de economia política, sugerindo que a concentração de renda poderia, paradoxalmente, estimular o crescimento por meio do aumento da taxa de poupança agregada, uma vez que indivíduos situados no topo da distribuição possuem maior propensão marginal a poupar. Por outro lado, autores como Aghion et al.(1999) e Galor e Zeira(1993) sustentam a tese de que a desigualdade pode induzir pressões políticas por tributação redistributiva, o que, dependendo das instituições no poder, afetaria o ritmo de acumulação de capital.

Para além dessas contribuições teóricas, a investigação empírica também evoluiu substancialmente. À medida que o debate avançava, o desenvolvimento tecnológico ampliou as possibilidades de mensuração da desigualdade, permitindo um salto qualitativo nas análises realizadas nas últimas décadas. O acesso a extensas bases de dados longitudinais favoreceu a construção de indicadores mais robustos entre diferentes contextos nacionais, o que permitiu maior padronização das métricas distributivas, reforçando a confiabilidade das análises comparativas. Nesse cenário, o Índice de Gini consolidou-se como métrica predominante tanto em estudos empíricos quanto em sistemas estatísticos governamentais (MILANOVIC, 2007). Esse aprimoramento metodológico não apenas possibilitou avaliações mais precisas da evolução da desigualdade de renda ao longo do tempo, como também aumentou a confiabilidade das análises comparativas entre unidades de observação; sejam elas países, estados ou municípios; promovendo maior uniformidade técnica. À luz desses avanços, torna-se particularmente relevante observar como tais dinâmicas se manifestam em economias marcadas por fortes disparidades internas, como é o caso do Brasil

O cenário econômico brasileiro é caracterizado por expressiva heterogeneidade regional, o que torna o país um importante campo de estudo para a análise dos níveis de desigualdade. A partir do final da década de 1990, o Brasil vivenciou um período de relativa estabilidade econômica e de avanços na área social, os quais contribuíram para uma melhor

justiça distributiva (NERI, 1999). Contudo, essa tendência foi logo interrompida pelo cenário que se seguiu, caracterizado por um período de estagnação e de desafios estruturais que perdurou em ciclos (NERI, 2007).

Mais recentemente, eventos macroeconômicos como a crise provocada pela pandemia de COVID-19, iniciada em março de 2020 e que perdurou até o final de 2021, impuseram novas dinâmicas à distribuição de renda no país. A crise sanitária exigiu a implementação de políticas fiscais de transferência de renda, com destaque para o Auxílio Emergencial, instituído pela Lei nº 13.982, promulgada em 2 de abril de 2020, que desempenhou um papel determinante na mitigação dos impactos sociais imediatos e na contenção da desigualdade durante o período de maior instabilidade. À medida que esses fatores conjunturais redefiniram o panorama distributivo nacional, torna-se relevante examinar como tais transformações se manifestaram em contextos regionais específicos, especialmente em áreas historicamente marcadas por disparidades estruturais.

Diante desse escopo, este trabalho analisa a relação entre desigualdade e desenvolvimento econômico, especificamente nos estados do Nordeste brasileiro: Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe; no período de 2012 a 2023, de maneira similar a abordagem de Castelo (2007), mas com foco na relação PIB-Gini. Para tanto, foram utilizados dados do PIB¹ *per capita* como medida do fator de desenvolvimento de um estado e o índice de Gini² *per capita* para mensurar a concentração de renda. Incluem-se ainda variáveis de controle, como nível de analfabetismo, taxa de desemprego e outros indicadores socioeconômicos relevantes. Os resultados apontam para a existência de uma relação quadrática entre desenvolvimento e desigualdade, compatível com a hipótese da curva de Kuznets (U invertido), além de evidenciarem os efeitos da pandemia e dos programas de assistência social no período analisado. Constatou-se ainda que, apesar da heterogeneidade regional, todos os estados se encontram na parte descendente da curva.

O período proposto para análise, entre os anos de 2012 a 2023, abrange fenômenos macroeconômicos bastante distintos, oferecendo a possibilidade de se avaliar a capacidade das políticas de desenvolvimento regional em responder a contextos diversos, incluindo choques

¹ Dados baixados do sistema de Contas Regionais/Nacionais publicado pelo IBGE

² Dados extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios contínua publicada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística)

externos de grande magnitude. Nesse período, a economia brasileira foi afetada por perturbações exógenas relevantes; como tensões geopolíticas internacionais, a exemplo da guerra na Ucrânia, e a pandemia de COVID-19; que repercutiram sobre o ambiente doméstico por meio de canais comerciais, financeiros e produtivos, alterando preços de commodities, cadeias globais de suprimentos e o nível geral de atividade econômica.

Além desses choques globais, o intervalo analisado engloba a recessão de 2015–2016, a lenta recuperação iniciada em 2017 e o processo de retomada econômica observado após os impactos mais severos da pandemia em 2020. Essa sucessão de cenários possibilita estudar se o crescimento registrado ao longo desses anos assumiu um caráter mais inclusivo ou se, ao contrário, de exclusão social, e quais foram os efeitos de cada tipo de crise sobre os fundamentos da economia. Além disso, em especial, tal recorte permite avaliar em que medida as políticas de transferência e redistribuição de renda influenciaram na redução da desigualdade na região no período estudado.

Esta dissertação está estruturada da seguinte maneira: no Capítulo 2, apresenta-se o referencial teórico, no qual se discutem os efeitos da desigualdade sobre o crescimento econômico, bem como a literatura empírica nacional pertinente ao tema. O Capítulo 3 dedica-se à descrição e análise dos dados, com ênfase nos indicadores de desigualdade de renda, PIB per capita e programas de transferência de renda. No Capítulo 4, detalham-se a metodologia econométrica empregada, incluindo os testes de diagnóstico e validação dos modelos estimados. O Capítulo 5 discute os resultados obtidos, destacando-se a especificação final do modelo, os principais achados econométricos e suas implicações econômicas. Por fim, o Capítulo 6 apresenta as conclusões do estudo e sugestões para pesquisas futuras.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

No campo da literatura econômica, é fundamental distinguir dois pilares no conceito de distribuição de renda: a distribuição funcional e a pessoal. A primeira, cujas raízes remontam os trabalhos publicados por Ricardo (1817), analisa como a renda total de uma sociedade é alocada entre os fatores de produção terra, trabalho e capital. A segunda, introduzida inicialmente por Pareto (1896), concentra-se na forma como a renda é distribuída entre indivíduos ou famílias, independentemente da origem dos recursos. É essa perspectiva, centrada no indivíduo como unidade fundamental de análise, que orienta a presente dissertação, ao considerar o indivíduo como agente da dinâmica econômica e social.

No mesmo sentido, a literatura especializada descreve classificação de distribuição pessoal de renda que se fundamenta em fatores endógenos e exógenos ao indivíduo. Os fatores endógenos estão relacionados a características individuais e intrínsecas ao indivíduo, como habilidades inatas, relacionadas a qualificação e carisma pessoal, além de estigmas sociais mais amplos como gênero, raça e idade, que influenciam as oportunidades de acesso ao mercado, tais como o rendimento médio de salário ou o nível de empregabilidade. Já os fatores exógenos se referem ao ambiente político e econômico, e determinam o funcionamento do mercado em si, suas interações e a eficácia e efeitos das políticas públicas.

Neste trabalho, a análise concentra-se exclusivamente nos fatores exógenos, isto é, nos elementos externos ao indivíduo que moldam a distribuição de renda por meio de mecanismos institucionais e de mercado. Entre eles, destacam-se o investimento estatal em programas de transferência de renda, o nível de desemprego e o grau de instrução formal da população. Não constitui objetivo desta pesquisa avaliar processos de estratificação social baseados em características endógenas; como raça, cor, sexo ou idade; mas sim compreender as dinâmicas econômicas e institucionais que influenciam a desigualdade. Dessa forma, a população de cada estado analisado foi estratificada exclusivamente com base nos indicadores econômicos definidos nas variáveis consideradas.

2.1 Efeitos da Desigualdade sobre o Crescimento

Ao longo do tempo, diferentes escolas do pensamento econômico formularam interpretações distintas acerca dos mecanismos que conectam desigualdade e crescimento econômico, originando um conjunto amplo e heterogêneo de abordagens teóricas. De modo

geral, a literatura organiza essas contribuições em quatro grandes correntes, classificadas conforme os fundamentos analíticos utilizados para explicar a interação entre desenvolvimento e desigualdade ao longo do tempo.

Essas correntes buscam identificar os fatores que fazem com que a distribuição de renda possa, em determinados contextos, favorecer o crescimento econômico, enquanto em outros se apresentar como um obstáculo. Como destacam Linhares et al. (2012, p. 403): “uma melhor compreensão e evidências mais robustas sobre a relação entre desigualdade e crescimento da renda são peças fundamentais para balizar políticas que intervenham no processo de desenvolvimento da economia”. Assim, compreender essa relação não é apenas um exercício teórico, mas um elemento essencial para orientar políticas públicas eficazes.

Historicamente, um dos trabalhos com maior relevância que se debruçou em explicar como o desenvolvimento econômico afeta a desigualdade foi o de Kuznets (1995). Seguindo a mesma linha dos trabalhos de Papanek (1986).

Em seu estudo, o autor analisa a trajetória da desigualdade distributiva ao longo do processo de desenvolvimento de uma nação. O seu pioneirismo reside em propor que o crescimento econômico de uma nação tende, inicialmente, a ampliar a desigualdade para, numa etapa posterior de desenvolvimento, reduzi-la. Sugerindo uma trajetória em que a desigualdade aumenta nas fases iniciais de desenvolvimento de um país para, posteriormente, reduzir, conforme a economia amadurece. A ideia central é que o processo de crescimento não é linear do ponto de vista distributivo. Essa dinâmica, representada pela famosa curva em “U invertido”, tornou-se uma das hipóteses mais difundidas e debatidas na literatura, ao sugerir que o desenvolvimento não segue um percurso linear do ponto de vista distributivo.

Um segundo grupo de estudos concentra-se nas imperfeições do mercado de crédito como determinantes explicativos da relação entre desigualdade e desenvolvimento. Autores como Aghion et al. (1999) e Galor e Zeira (1993) argumentam que a redução da desigualdade favorece o crescimento ao ampliar o acesso ao crédito, permitindo que indivíduos com menor dotação inicial de capital invistam em educação, empreendedorismo e outras oportunidades produtivas. Nesse sentido, a desigualdade elevada restringe o potencial de investimento de grande parte da população, limitando a capacidade de geração de renda e, conseqüentemente, o dinamismo econômico.

A terceira corrente teórica enfatiza o papel da propensão a poupar dos diferentes estratos da população. Kaldor (1957) propõe que uma maior concentração de renda poderia estimular o crescimento econômico, sob a premissa de que os mais ricos possuem maior propensão a poupar, o que aumentaria o capital disponível para investimentos. Em

contraposição, Allen e Ndikumana (1999) argumentam que altos níveis de desigualdade reduzem o consumo agregado, pois os grupos de menor renda tendem a contrair seus gastos em períodos de instabilidade, enquanto os mais ricos não expandem o consumo em magnitude suficiente para compensar essa retração, o que limita o crescimento.

Por fim, a quarta corrente interpreta a relação entre desigualdade e desenvolvimento a partir de fatores de economia política, enfatizando a interação entre processos econômicos e decisões governamentais. Nessa perspectiva, discutida por autores como Alesina e Rodrik (1994) e Persson e Tabellini (1994), o impacto da desigualdade depende da distribuição inicial de recursos e de como essa distribuição molda as preferências e a composição da classe política dominante. Em contextos de elevada desigualdade, tende a emergir maior pressão por políticas redistributivas, frequentemente associadas a maior intervenção estatal. Essas intervenções podem alterar o ambiente institucional, a carga tributária e a alocação do gasto público, influenciando tanto as decisões de investimento quanto a trajetória de crescimento econômico.

Dada a relevância histórica e a ampla utilização da hipótese de Kuznets em estudos empíricos, aprofunda-se a seguir sua discussão, de modo a estabelecer o referencial teórico que servirá de base comparativa para a análise desenvolvida nesta dissertação.

A chamada Curva de Kuznets propõe que, nos estágios iniciais do desenvolvimento econômico de um país, quando a economia é predominantemente agrária e apresenta baixos níveis de renda, o processo de industrialização e urbanização tende a ampliar a desigualdade de renda. Posteriormente, à medida que o desenvolvimento avança, ocorre maior difusão dos ganhos econômicos, expansão do acesso à educação, fortalecimento das instituições e ampliação das políticas redistributivas, fatores que contribuem para a redução da desigualdade. Dessa forma, a relação entre crescimento econômico e desigualdade assumiria o formato de um “U invertido”.

Isso ocorre porque os ganhos de produtividade são capturados primeiro pelos setores urbanos, mais dinâmicos e adaptados, enquanto a grande massa da força de trabalho, ainda predominantemente agrária, permanece em atividades tradicionais de baixa remuneração. À medida que o desenvolvimento avança, essa tendência se altera: o acesso à educação se amplia, a migração para as cidades se intensifica, o Estado de bem-estar social se fortalece e uma classe média mais estruturada emerge. Em conjunto, esses fatores contribuem para uma distribuição mais equitativa dos benefícios do crescimento econômico, reduzindo a desigualdade nas fases mais maduras do desenvolvimento.

A literatura internacional apresenta um conjunto variado de estudos que investigam empiricamente essa hipótese. Em análises de séries temporais, Williamson e Lindert (1980)

identificaram evidências compatíveis com o formato de U invertido para os Estados Unidos, enquanto Williamson (1985) encontrou resultados semelhantes para a Grã-Bretanha. Em uma amostra mais ampla, Deininger e Squire (1998), utilizando dados de 48 países, verificaram a presença do padrão em cerca de 10% dos casos, incluindo o Brasil.

Entretanto, uma parcela razoável da literatura não confirma a hipótese de Kuznets. Dumke (1991) e Thomas (1991) não encontraram evidências do U invertido para Alemanha e Austrália, respectivamente. Kaelble e Thomas (1991), ao analisarem 13 países desenvolvidos entre 1880 e 1970, observaram que apenas a Suécia apresentou comportamento compatível com a curva, enquanto França, Alemanha e Reino Unido exibiram desigualdade constante ou decrescente. De forma semelhante, Anand e Kanbur (1993), utilizando dados de aproximadamente 100 países entre 1958 e 1972 e empregando os índices de Gini e Theil, rejeitaram empiricamente a hipótese.

Utilizando estudos de corte transversal (cross-section), alguns autores encontraram resultados favoráveis à curva em formato de U invertido. Paukert (1973), analisando 56 países, identificou relação compatível entre PIB per capita e desigualdade. Ahluwalia (1974, 1976), em uma amostra de cerca de 60 países com diferentes níveis de desenvolvimento, concluiu que a desigualdade inicialmente se eleva e posteriormente declina ao longo do processo de crescimento econômico, embora tenha observado comportamento distinto para os estratos mais ricos da população.

Em análises com dados em painel, os resultados permanecem heterogêneos. Ravallion (1995), analisando 36 países, não obteve significância estatística para a hipótese de Kuznets, resultado semelhante ao de Deininger e Squire (1998) e Schultz (1998). Barro (2000), em estudo abrangendo o período de 1965 a 1995, não refutou formalmente a hipótese, mas apontou baixa robustez estatística. Thornton (2001), examinando 96 países, também não rejeitou o U invertido. Em contrapartida, List e Gallet (1999) observaram que, após determinado nível de renda, a desigualdade voltava a aumentar. Mushinski (2001), com dados de 212 cidades norte-americanas, não rejeitou a hipótese de Kuznets.

2.2 Revisão da Literatura Empírica Nacional

No contexto brasileiro, a literatura que investiga a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda revela um quadro igualmente heterogêneo. Alguns estudos confirmam a hipótese de Kuznets, enquanto outros apontam trajetórias mais complexas, que

não se ajustam plenamente ao modelo clássico. De modo geral, parte da literatura destaca que a dinâmica crescimento e desigualdade no Brasil é fortemente influenciada por fatores institucionais; como políticas sociais, mercado de trabalho e salário-mínimo; históricos; a exemplo da industrialização tardia, da herança escravocrata e da concentração fundiária; e regionais; relacionados a diferenças de produtividade, urbanização e infraestrutura. Esses fatores moldam o padrão distributivo brasileiro de forma particular, e eventualmente divergente da trajetória prevista pela Curva de Kuznets.

Apesar dessas especificidades, parte da literatura apresenta evidências favoráveis à Curva de Kuznets. Barros e Gomes (2007), ao analisarem os municípios brasileiros nos anos de 1991 e 2000 por meio de modelos paramétricos, não rejeitaram o padrão de U invertido. Bêni, Marquetti e Kloeckner (2002), estudando municípios do Rio Grande do Sul em 1990 por meio de regressão local, confirmaram o formato de U invertido para as rendas dos setores industrial e de serviços. Salvato et al. (2006), para Minas Gerais, identificaram o U invertido em 1991 em análise *cross-section* e, em dados de painel com efeitos fixos, também corroboraram a hipótese.

Entre os trabalhos que reforçam essa evidência, Santos et al. (2017) validou a relação não linear para as 26 unidades federativas no período de 1992 a 2010, indicando que o amadurecimento econômico pode conduzir à desconcentração de renda. Em análises estaduais específicas, Salvato et al. (2006), para Minas Gerais, e Bagolin et al. (2002), ao examinar o Rio Grande do Sul entre 1970 e 1991, também identificaram movimentos de redução da desigualdade associados ao avanço do crescimento econômico.

Entretanto, outros estudos nacionais não encontraram evidências consistentes da Curva de Kuznets. Júnior et al. (2007), ao examinarem a região Sul, observaram relação convexa apenas para o estado do Paraná em análise *cross-section* e confirmaram o U invertido em dados em painel exclusivamente para essa unidade federativa. Taques (2005), utilizando dados em painel para os estados brasileiros entre 1995 e 2005, indicaram predominância de uma relação em formato de U normal, rejeitando a hipótese tradicional de Kuznets.

No caso específico do nordeste brasileiro, Oliveira (2021) destaca que o crescimento econômico, por si só, não garante a redução das desigualdades, reforçando a importância de políticas públicas complementares e de uma atuação estatal mais incisiva. Essa limitação do PIB per capita como variável explicativa isolada também é enfatizada por Vieira (2017), segundo o qual a dinâmica distributiva depende de fatores institucionais, como o nível educacional da população e os gastos sociais. Na ausência desses elementos, o crescimento econômico pode inclusive acentuar desigualdades preexistentes.

Em linha semelhante, Vidigal (2011) analisa o papel das políticas sociais e das transferências de renda sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros entre 1996 e 2006, destacando ainda a influência das mudanças de governo sobre a resposta do crescimento. Além disso, parte da literatura investiga a direção inversa da causalidade, isto é, o impacto da desigualdade sobre o desempenho econômico. Castro (2006) e Gurgel (2018) concluem que elevados níveis de concentração de renda atuam como entrave ao desenvolvimento, enquanto reduções da desigualdade tendem a estimular a atividade econômica. Incorporando uma dimensão espacial ao debate, Souza (2019) mostra que a sensibilidade da desigualdade às variações de renda é mais acentuada em áreas urbanas do que em regiões rurais

Outros estudos enfatizam os aspectos espaciais e setoriais da relação. Firme (2022) conclui que regiões próximas a polos econômicos mais desenvolvidos tendem a se beneficiar de efeitos de transbordamento, enquanto Santos et al. (2017) aponta para a persistência de desigualdades setoriais no Nordeste, reforçando a segmentação do mercado de trabalho.

Diante desse conjunto de evidências, observa-se que a relação entre crescimento econômico e desigualdade no Brasil é multifacetada e condicionada por fatores estruturais e institucionais. Ademais, nota-se relativa escassez de estudos voltados para períodos mais recentes, marcados por instabilidade econômica e por políticas de transferência de renda em larga escala. Nesse sentido, a presente pesquisa concentra-se no intervalo de 2012 a 2023, incorporando à análise o papel das aposentadorias e das políticas de transferência de renda como elementos centrais na dinâmica distributiva.

3 ANÁLISE DOS DADOS

3.1 Apresentação e Análise dos Dados

Para a execução da análise empírica, definiu-se o Índice de Gini como métrica para aferição da desigualdade e o PIB *per capita* como indicador de crescimento. Segue na Tabela 1 a lista dos dados, para os anos de 2012 a 2023 e para os estados do Nordeste, utilizados com descrição.

Tabela 1: Detalhamento e fontes dos dados utilizados na pesquisa

| Variável | Uso |
|--|--|
| Índice de Gini <i>per capita</i> ³ | Utilizado para estimar a desigualdade |
| PIB a preços correntes dos estados ⁴ⁱ | Utilizado para o cálculo do PIB <i>per capita</i> Nominal, relacionado ao nível de desenvolvimento do estado |
| Taxa de Desocupação ⁵ | Relacionado ao índice de desemprego |
| Renda de Aposentadoria e Pensão <i>per capita</i> ⁶ | Relacionado a Renda de Aposentadoria |
| Renda de Programas Sociais <i>per capita</i> ⁷ | Relacionado a Renda do Bolsa Família e Auxílio Emergencial |
| População ⁸ | Utilizado para o cálculo do PIB <i>per capita</i> Nominal |
| Nível de Instrução (Taxa de analfabetismo das pessoas de 15 anos ou mais de idade) ⁹ | Relacionado ao Nível de Instrução |
| PIB Brasil a Preço Correntes e Nominal ¹⁰ | Utilizado para o cálculo do deflator PIB <i>per capita</i> Nominal dos estados |

Fonte: Elaboração Própria do Autor

Nota: As fontes dos dados estão nas notas de rodapé (*)

A base de dados coletada inclui variáveis de controle como a renda média de aposentadorias ou pensões, renda média de programas sociais de distribuição de renda. A taxa de desemprego é medida pelo nível de desocupação da força de trabalho, enquanto os

³ Encontrado em <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/7435>, acesso em 05/01/2026

⁴ Baixado de <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9054-contas-regionais-do-brasil.html>, acesso em 05/01/2026

⁵ Encontrado em <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/4562>, acesso em 05/01/2026

⁶ Encontrado em <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/7437>, acesso em 12/12/2025

⁷ Encontrado em <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/7437>, acesso em 12/12/2025

⁸ Encontrado em <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/6462>, acesso em 12/12/2025

⁹ Encontrado em <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/>, (Tabelas T7113, T7111 e T2858) acesso em 20/04/2026

¹⁰ Encontrado em <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/6784>, acesso em 12/12/2025

Fonte Elaborado pelo autor a partir dos dados da PNAD (IBGE).

O Gráfico 1 apresenta a trajetória do Índice de Gini nos nove estados da região o que permite identificar três momentos distintos no recorte temporal analisado e revela que a desigualdade no Nordeste possui uma forte inércia estrutural

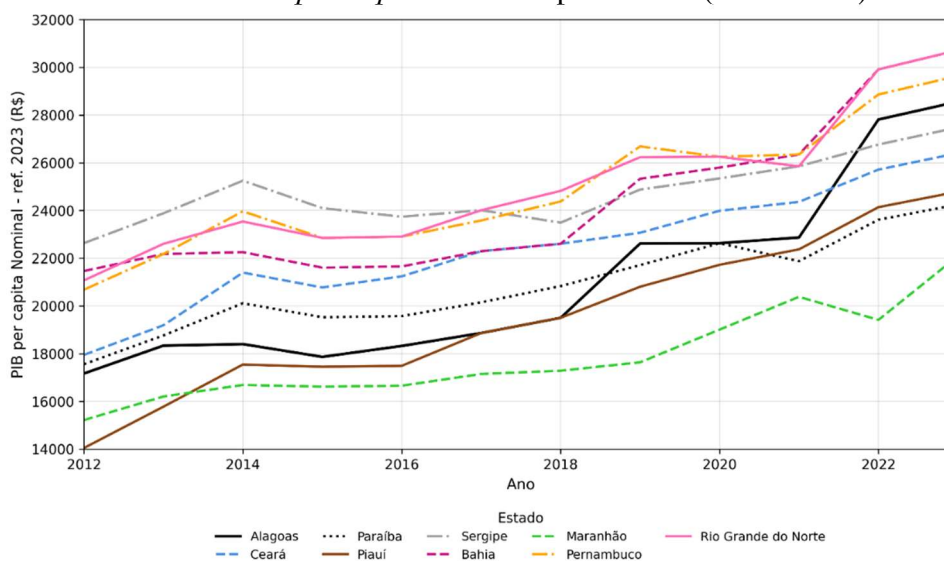
Entre os anos de 2012 e 2019, o Índice de Gini permaneceu estagnado em níveis elevados, predominantemente acima de 0,50. Nota-se uma correlação clara entre as recessões nacionais, como a de 2015–2016, onde os índices aumentaram em todos os estados, seguido imediatamente pela recuperação econômica de 2017 que repercutiu em redução da desigualdade em todos estados, o que se prolongou até 2019.

Durante a pandemia de COVID-19, ocorreu uma redução abrupta e sincronizada do Índice de Gini em praticamente todos os estados nordestinos. Esse movimento foi sucedido por um repique inflacionário e pelo aumento da desigualdade em 2021. Tais evidências corroboram a hipótese de que as transferências maciças de renda compensaram a perda de rendimentos do trabalho naquele período, embora o fenômeno tenha se dissipado parcialmente no ano seguinte com a interrupção ou redução dos auxílios.

3.1.2 Produto Interno Bruto (PIB)

Já em relação à atividade econômica, a trajetória do PIB *per capita*, apresentada no Gráfico 2, tem comportamento ascendente em todo intervalo, com o valor do PIB per capita atualizado a preços de 2023 pelo deflator oficial do PIB publicado pelo IBGE.

Gráfico 2: PIB *per capita* Nominal por Estado (2012–2023)



Fonte Elaborado pelo autor a partir dos dados do SNC (IBGE).

A curva reflete os ciclos macroeconômicos nacionais: uma desaceleração visível entre 2015 e 2016, uma recuperação lenta até 2019 e o impacto da crise sanitária em 2020. É notável, contudo, que a recuperação nominal após 2021 foi robusta, impulsionada tanto pela retomada da atividade quanto por pressões inflacionárias que elevam o deflator do PIB. A dispersão das curvas sugere que, embora os choques sejam comuns a todos, a capacidade de resposta e a estrutura produtiva variam significativamente entre as unidades federativas.

Para a comparação intertemporal do Produto Interno Bruto (PIB), torna-se necessária a correção dos valores nominais pela inflação, de modo a expressá-los em termos reais de um mesmo período de referência. O PIB divulgado a preços correntes reflete os valores monetários observados em cada ano, incorporando simultaneamente variações de quantidade produzida e de nível de preços.

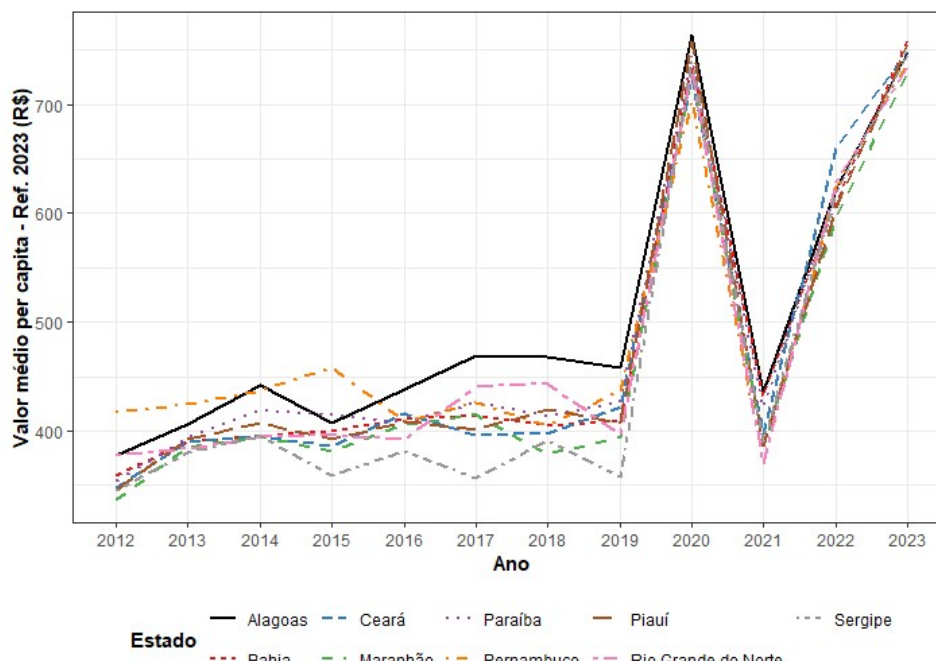
O índice mais apropriado para a deflação do PIB é o Deflator Implícito do Produto Interno Bruto, calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no âmbito do Sistema de Contas Nacionais. Esse deflator representa a variação média dos preços de todos os bens e serviços finais produzidos na economia, sendo, portanto, mais adequado para a atualização de agregados macroeconômicos do que índices de preços ao consumidor, como o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Os dados oficiais do deflator implícito do PIB são divulgados pelo IBGE por meio das publicações das Contas Nacionais, especialmente nas tabelas do Anuário Estatístico do Brasil e nas planilhas disponibilizadas no portal institucional do IBGE. Para anos ainda não consolidados, podem ser utilizadas projeções oficiais divulgadas por órgãos governamentais, devendo-se explicitar o caráter estimado dessas informações.

3.1.3 Programas Sociais de Distribuição de Renda

O Gráfico 3 mostra o valor médio *per capita* dos pagamentos dos programas de transferência de renda governamentais nos estados nos períodos de 2012 a 2023 atualizado pelo IPCA a valores de 2023. Vê-se que até 2019 houve muito pouca variação desses valores, somente a partir de 2020, com o advento da pandemia que tiveram um evidente salto, consolidando-se em 2022 e 2023 em níveis reais superiores aos da década anterior. Esse aporte de renda não laboral atuou como um amortecedor anticíclico essencial, sustentando a demanda agregada e impedindo uma explosão da desigualdade durante a instabilidade macroeconômica.

Gráfico 3: Bolsa Família/Auxílio Emergencial por Estado atualizado para 2023



Fonte Elaborado pelo autor a partir dos dados do PNAD (IBGE).

O choque exógeno de renda no ano de 2020 explica a queda do índice de Gini observada no mesmo ano (Gráfico 3). O período subsequente (2021 a 2023) mostra a volatilidade decorrente da transição entre programas (Auxílio Brasil e Novo Bolsa Família), mas consolida um novo patamar de transferências, superior ao período pré-pandêmico, indicando uma expansão permanente da rede de proteção social na região.

3.2 Análise Estatística dos Dados

Os dados coletados seguiram o padrão consolidado na literatura econômica correlata. A análise descritiva está sumarizada na Tabela 2 onde estão listadas as médias, os desvios-padrão e a máxima e a mínima das variáveis coletadas para o período de 2012 a 2023.

Importante frisar que os dados de taxa de analfabetismo de pessoas com até 15, como já detalhado acima, apresentam descontinuidade na série histórica, estando apenas disponíveis para os intervalos de 2016 a 2019 e de 2022 a 2023. Desse modo, para lidar com essa descontinuidade frente aos outros dados, foram utilizadas estratégias de extrapolação estatística..

Tabela 2: Estatística descritiva dos dados coletados, Nordeste, 2012 a 2023

| Variável | Estado | UF | Período | Média | σ | Mín. | Máx. |
|------------------|------------|----|-----------|-----------|----------|-----------|------------------|
| Gini | Alagoas | AL | 2012–2023 | 0,52 | 0,02 | 0,49 | 0,55 |
| Aposent. (R\$) | | AL | 2012–2023 | 1.891,51 | 76,89 | 1.752,30 | 2.015,00 |
| Prog. Soc. (R\$) | | AL | 2012–2023 | 503,14 | 132,51 | 377,94 | 763,69 |
| Analf. 15+ (%) | | AL | 2012–2023 | 16,71 | 1,98 | 14,1 | 19,8 |
| PIB pc (R\$) | | AL | 2012–2023 | 24.500,88 | 1.191,90 | 22.967,38 | 27.097,93 |
| Desemp. (%) | | AL | 2012–2023 | 13,84 | 3,58 | 9,20 | 19,90 |
| Gini | Bahia | BA | 2012–2023 | 0,54 | 0,03 | 0,49 | 0,59 |
| Aposent. (R\$) | | BA | 2012–2023 | 1.869,61 | 62,12 | 1.787,81 | 2.013,97 |
| Prog. Soc. (R\$) | | BA | 2012–2023 | 476,68 | 141,00 | 359,14 | 759,00 |
| Analf. 15+ (%) | | BA | 2012–2023 | 12,17 | 1,18 | 10,4 | 13,7 |
| PIB pc (R\$) | | BA | 2012–2023 | 27.557,96 | 648,52 | 26.324,77 | 28.653,47 |
| Desemp. (%) | | BA | 2012–2023 | 14,90 | 3,14 | 10,60 | 19,70 |
| Gini | Ceará | CE | 2012–2023 | 0,54 | 0,01 | 0,51 | 0,56 |
| Aposent. (R\$) | | CE | 2012–2023 | 1.937,35 | 111,12 | 1.752,97 | 2.138,81 |
| Prog. Soc. (R\$) | | CE | 2012–2023 | 473,58 | 145,77 | 347,86 | 749,00 |
| Analf. 15+ (%) | | CE | 2012–2023 | 13,83 | 1,93 | 11,5 | 17,3 |
| PIB pc (R\$) | | CE | 2012–2023 | 24.379,64 | 725,24 | 23.230,09 | 25.916,29 |
| Desemp. (%) | | CE | 2012–2023 | 10,30 | 2,37 | 7,10 | 14,00 |
| Gini | Maranhão | MA | 2012–2023 | 0,50 | 0,02 | 0,48 | 0,53 |
| Aposent. (R\$) | | MA | 2012–2023 | 1.542,72 | 71,93 | 1.445,96 | 1.638,42 |
| Prog. Soc. (R\$) | | MA | 2012–2023 | 461,06 | 140,37 | 336,58 | 731,00 |
| Analf. 15+ (%) | | MA | 2012–2023 | 15,38 | 2,93 | 11,3 | 20,0 |
| PIB pc (R\$) | | MA | 2012–2023 | 19.490,60 | 745,16 | 17.904,87 | 20.529,49 |
| Desemp. (%) | | MA | 2012–2023 | 11,57 | 3,47 | 7,60 | 17,50 |
| Gini | Paraíba | PB | 2012–2023 | 0,54 | 0,02 | 0,51 | 0,56 |
| Aposent. (R\$) | | PB | 2012–2023 | 2.012,70 | 110,06 | 1.814,11 | 2.160,37 |
| Prog. Soc. (R\$) | | PB | 2012–2023 | 482,11 | 138,68 | 353,50 | 748,00 |
| Analf. 15+ (%) | | PB | 2012–2023 | 15,25 | 1,33 | 13,1 | 17,7 |
| PIB pc (R\$) | | PB | 2012–2023 | 22.892,53 | 953,09 | 20.962,79 | 24.478,24 |
| Desemp. (%) | | PB | 2012–2023 | 9,92 | 1,64 | 7,20 | 13,00 |
| Gini | Pernambuco | PE | 2012–2023 | 0,55 | 0,03 | 0,50 | 0,58 |
| Aposent. (R\$) | | PE | 2012–2023 | 1.990,55 | 108,89 | 1.802,77 | 2.202,39 |
| Prog. Soc. (R\$) | | PE | 2012–2023 | 487,71 | 125,59 | 372,95 | 739,00 |
| Analf. 15+ (%) | | PE | 2012–2023 | 12,33 | 1,63 | 10,2 | 14,6 |
| PIB pc (R\$) | | PE | 2012–2023 | 28.715,47 | 1.645,89 | 25.958,61 | 30.702,45 |
| Desemp. (%) | | PE | 2012–2023 | 13,93 | 3,36 | 8,80 | 19,90 |
| Gini | Piauí | PI | 2012–2023 | 0,52 | 0,02 | 0,47 | 0,55 |
| Aposent. (R\$) | | PI | 2012–2023 | 1.940,09 | 131,10 | 1.665,95 | 2.105,57 |

| Variável | Estado | UF | Período | Média | σ | Mín. | Máx. |
|------------------|----------------|----|-----------|-----------|----------|-----------|------------------|
| Prog. Soc. (R\$) | | PI | 2012–2023 | 473,28 | 146,57 | 345,98 | 757,60 |
| Analf. 15+ (%) | | PI | 2012–2023 | 16,67 | 2,48 | 13,2 | 20,8 |
| PIB pc (R\$) | | PI | 2012–2023 | 20.796,85 | 1.269,65 | 18.623,17 | 22.533,19 |
| Desemp. (%) | | PI | 2012–2023 | 10,18 | 2,85 | 6,00 | 14,60 |
| Gini | R. G. do Norte | RN | 2012–2023 | 0,53 | 0,02 | 0,50 | 0,59 |
| Aposent. (R\$) | | RN | 2012–2023 | 2.233,22 | 206,49 | 1.899,11 | 2.543,56 |
| Prog. Soc. (R\$) | | RN | 2012–2023 | 474,23 | 139,22 | 369,63 | 735,00 |
| Analf. 15+ (%) | | RN | 2012–2023 | 13,28 | 2,15 | 10,6 | 16,7 |
| PIB pc (R\$) | | RN | 2012–2023 | 28.495,65 | 1.050,77 | 26.751,74 | 29.993,97 |
| Desemp. (%) | | RN | 2012–2023 | 12,77 | 2,00 | 10,70 | 16,30 |
| Gini | Sergipe | SE | 2012–2023 | 0,55 | 0,02 | 0,51 | 0,58 |
| Aposent. (R\$) | | SE | 2012–2023 | 2.231,25 | 177,28 | 2.002,06 | 2.563,93 |
| Prog. Soc. (R\$) | | SE | 2012–2023 | 455,18 | 152,45 | 345,98 | 746,00 |
| Analf. 15+ (%) | | SE | 2012–2023 | 13,57 | 1,68 | 11,3 | 16,2 |
| PIB pc (R\$) | | SE | 2012–2023 | 28.236,47 | 2.224,14 | 25.985,62 | 32.189,34 |
| Desemp. (%) | | SE | 2012–2023 | 13,87 | 4,28 | 7,90 | 20,60 |

Nota: Aposent. = renda média de aposentadorias e pensões per capita (R\$). Prog. Soc. = renda média dos programas sociais per capita (R\$), incluindo Bolsa Família e Auxílio Emergencial. Analf. 15+ = taxa de analfabetismo das pessoas de 15 anos ou mais (%), período 2012–2023 (fundo verde); σ calculado como desvio padrão amostral da série 2012–2023 ($N=12$). PIB pc = PIB per capita deflacionado a preços de 2023 (deflator implícito IBGE/SNC). Desemp. = taxa de desocupação da força de trabalho (%). Máx. em negrito. R. G. do Norte = Rio Grande do Norte. Fonte: IBGE, PNAD Contínua e Sistema de Contas Nacionais (SNC). Elaboração própria.

4 METODOLOGIA

4.1 Especificação do Modelo

A especificação do modelo econométrico adotado nesta dissertação está representada na Eq. (4.1) e resulta de escolhas teóricas e empíricas fundamentadas na literatura de economia do desenvolvimento e na econometria de dados em painel.

A variável dependente é o logaritmo do coeficiente de Gini, transformação que lineariza a relação funcional, estabiliza a variância dos resíduos e permite interpretar os coeficientes como elasticidades ou semi-elasticidades, seguindo o padrão adotado em Barro (2000), Santos et al. (2017) e Oliveira (2021).

$$\begin{aligned} \log(Gini_{it}) = & \beta_0 + \beta_1 \log(PIBpc_{it}) + \beta_2 [\log(PIBpc_{it})]^2 + \beta_3 \log(Pensão_{it}) \\ & + \beta_4 \log(BF_{it}) + \beta_5 Desemp_{it} + \beta_6 Analf_{\{i,t-1\}} + \beta_7 (covid20_{it} \times \log BF_{it}) + u_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4.1)$$

A inclusão simultânea de $\log(PIBpc)$ e $[\log(PIBpc)]^2$ decorre diretamente da tese inicial de existir uma relação quadrática entre o PIB e coeficiente de Gini, o que confirmaria a hipótese da Curva de Kuznets (1955), para o estudo. A forma funcional quadrática, com sinal positivo esperado para β_1 e negativo para β_2 , implica a existência de um ponto de inflexão $PIBpc^* = \exp(-\beta_1/2\beta_2)$ abaixo do qual o crescimento concentra renda e acima do qual a equaliza. Os estudos de Barros e Gomes (2007) já confirmaram esse padrão para municípios brasileiros; Já Santos et al. (2017) o validaram para os estados entre 1992 e 2010; Jacinto e Tejada (2009) encontraram evidências específicas para o Nordeste; e Barro (2000) corroborou a hipótese em painel de cerca de cem países entre 1965 e 1995.

A renda média de aposentadorias e pensões $[\log(Pensão)]$ é incluída como controle do componente previdenciário contributivo da renda não laboral. Par a região nordeste, onde a informalidade do mercado de trabalho supera estruturalmente 50% da população ocupada, o acesso à previdência contributiva é restrito aos estratos médio-superiores da distribuição, confere a esse componente um caráter teoricamente regressivo, logo, o sinal esperado para β_3 é positivo. Na literatura, Barros et al. (2007) estimam que aposentadorias e pensões do RGPS respondem por cerca de 20% do Gini total brasileiro, sendo o componente de transferências de maior efeito concentrador. Já Hoffmann (2009) demonstrou que a razão de concentração dos

benefícios previdenciários supera a do próprio rendimento do trabalho formal, evidenciando que a previdência amplifica os diferenciais já existentes no mercado.

Em sentido oposto, a renda média dos programas sociais de transferência direta, capturado por $[log(BF)]$, que incorpora os valores do Bolsa Família e, nos anos de 2020 e 2021, do Auxílio Emergencial, opera teoricamente como instrumento de compressão do Gini pela base da distribuição. Isso correria pois os critérios de elegibilidade do programa restringem o acesso a famílias nos décimos inferiores da distribuição de renda, elevando a renda desses grupos sem impactar proporcionalmente os estratos superiores e comprimindo a Curva de Lorenz na base, logo, o sinal esperado para β_4 é negativo.

Na literatura, Soares et al. (2006) estimam que o Bolsa Família respondeu por 21% da queda do Gini brasileiro entre 1995 e 2004, resultado desproporcional ao custo do programa, de cerca de 0,5% do PIB. Silveira-Neto e Azzoni (2012) documentam papel central das transferências focalizadas na convergência intrarregional nordestina.

A inclusão do termo de interação $covid20 \times log(BF)$ visa mensurar se, em 2020, o efeito redistributivo por unidade de benefício social transferido foi qualitativamente diferente dos demais anos. Em 2020, o Auxílio Emergencial foi pago em valor de R\$ 600 mensais a aproximadamente 68 milhões de beneficiários, incluindo trabalhadores informais sem acesso prévio ao programa, expansão que atingiu diretamente os percentis mais baixos da distribuição. Desta feita, o sinal esperado para β_7 é negativo, o que indicaria compressão adicional do Gini naquele ano específico.

A dummy $covid20_i$ é restrita ao ano de 2020, e não agregada ao de 2021, porque em 2021 o programa Auxílio emergencial foi progressivamente reduzido e encerrado, produzindo efeito oposto que, se agregado, anularia a identificação do mecanismo de 2020 (IPEA, 2021; BARROS et al., 2007).

A taxa de desocupação (*Desemp.*) é incluída para capturar o canal do mercado de trabalho sobre a desigualdade. Essa taxa opera simultaneamente: o *efeito composição*, que eleva o contingente de domicílios com renda laboral nula nos percentis mais baixos da distribuição; e o *efeito sobre o salário de reserva*, que deprime os salários dos trabalhadores menos qualificados pela maior concorrência gerada pelo exército de reserva. Logo, o sinal esperado para β_5 é positivo. Na literatura, Barros e Gomes (2007) e Hoffmann (2006) identificam a renda do trabalho como o determinante de maior peso na variância da renda domiciliar brasileira, implicando que variações no emprego têm impacto superior sobre o Gini do que alterações em outros componentes de renda.

A taxa de analfabetismo das pessoas de 15 anos ou mais (defasada) [$Analf.(t-1)$] é incluída no modelo como indicador do estoque de capital humano na base da força de trabalho. A relação teórica esperada entre analfabetismo e Gini, no contexto nordestino atual, é **negativa** ($\beta_6 < 0$), o que à primeira vista parece contra-intuitivo. Mas pode ser explicada pelo mecanismo subjacente que Meschi e Scervini (2014) denominaram *educational Kuznets curve*, pelo qual, estados com taxas de analfabetismo estruturalmente elevadas possuem massa de população pobre *homogênea* na base da distribuição, todos com escolaridade nula ou mínima, e com rendimentos baixos e similares entre si, o que comprime a Curva de Lorenz na base e reduz mecanicamente o Gini, que mede dispersão *relativa*, e não nível absoluto de renda.

À medida que o analfabetismo recua, emerge heterogeneidade educacional transitória que amplia temporariamente a dispersão antes que a difusão educacional mais ampla comprima novamente o Gini de forma sustentada. Na literatura, De Gregorio e Lee (2002), em painel de 95 países, confirmam esse mecanismo operando pela dimensão *between* entre unidades; Albuquerque et al. (2022) encontram coeficiente negativo e significativo do analfabetismo sobre o Gini para estados brasileiros.

Importante destacar que a variável Analfabetismo é utilizada com **defasagem de um período** por duas razões complementares. Primeiro, do ponto de vista teórico, o analfabetismo é um indicador de *estoque*, resultado de processos de acumulação educacional de décadas anteriores, sendo naturalmente pré-determinado em relação ao Gini corrente. Desta forma, o estoque educacional da força de trabalho em t é fundamentalmente determinado pelo que ocorreu antes de t . Segundo, do ponto de vista econométrico, o analfabetismo contemporâneo e o desemprego contemporâneo apresentam teoricamente uma forte correlação estrutural. Isso deve-se em tese pois os estados nordestinos, possuem forte déficit educacional acumulado e tendem a ter maior desemprego estrutural, logo, a existência de ambas as variáveis no modelo, prejudica a identificação dos coeficientes individuais. A defasagem do analfabetismo rompe essa colinearidade *contemporânea*, liberando identificação residual suficiente para que o estimador separe os dois canais com precisão, procedimento reconhecido por Griliches e Hausman (1986) como instrumentação por defasagem em modelos de painel com variáveis de estoque. O custo da defasagem é a perda da primeira observação de cada estado, resultando em painel ligeiramente desbalanceado com $N = 107$.

O componente u_i captura a heterogeneidade não observada entre os estados nordestinos invariante no tempo, diferenças estruturais em qualidade institucional, concentração fundiária histórica, composição setorial do produto e capital social que afetam persistentemente a desigualdade de cada estado mas não variam dentro do período analisado.

4.2 Diagnóstico de Multicolinearidade

Para assegurar a robustez das estimativas e evitar que a multicolinearidade infle a variância dos estimadores, o que comprometeria a significância estatística e a interpretação dos coeficientes, adotou-se uma estratégia de diagnóstico baseada em se testar três instrumentos complementares de testes de correlação: a Matriz de Correlação, o Fator de Inflação da Variância (VIF) e o Número de Condição

A matriz de correlação da Figura 1 revela padrões distintos entre as variáveis explicativas. Observa-se uma correlação moderada entre $\ln(\text{PIB per capita})$ e $\ln(\text{Aposentadorias})$ ($\rho = 0,53$), enquanto a relação entre $\ln(\text{PIB per capita})$ e $\ln(\text{Bolsa Família})$ é fraca e negativa ($\rho = -0,21$). A Taxa de Desemprego apresenta correlação positiva, porém baixa, com $\ln(\text{PIB per capita})$ ($\rho = 0,37$) e com a variável COVID-19 ($\rho = 0,12$). Já o indicador de analfabetismo defasado mostra correlação negativa com quase todas as variáveis, destacando-se sua relação inversa com o $\ln(\text{PIB per capita})$ ($\rho = -0,57$). Todos os coeficientes permanecem abaixo do limiar de 0,80, indicando ausência de multicolinearidade severa entre os regressores, conforme o critério de Kennedy (2008).

Já com base nos valores apresentados na Tabela 3, o diagnóstico de multicolinearidade mostra-se também favorável à robustez do modelo. Apenas o $\ln(\text{PIB per capita})$ apresenta um VIF mais elevado (5,37), situando-se no limite inferior da faixa considerada moderada, enquanto todas as demais variáveis exibem VIFs entre 1,50 e 2,98, níveis amplamente seguros segundo os critérios usuais. As tolerâncias associadas permanecem acima de 0,19, reforçando a ausência de correlações problemáticas entre os regressores. Além disso, o Número de Condição igual a 4,91, muito abaixo do limiar de 10, confirma a estabilidade numérica da matriz de variáveis explicativas. Em conjunto, esses resultados indicam que o modelo não sofre de multicolinearidade severa, assegurando a confiabilidade das estimativas dos efeitos individuais sobre a desigualdade de renda.

Por fim, destaca-se que a inclusão simultânea do $\ln(\text{PIB per capita})$ e de seu termo quadrático, necessária para testar a hipótese da Curva de Kuznets, não gerou multicolinearidade problemática. Esse resultado valida a especificação funcional adotada, em consonância com a literatura especializada (GUJARATI; PORTER, 2011; O'BRIEN, 2007)."

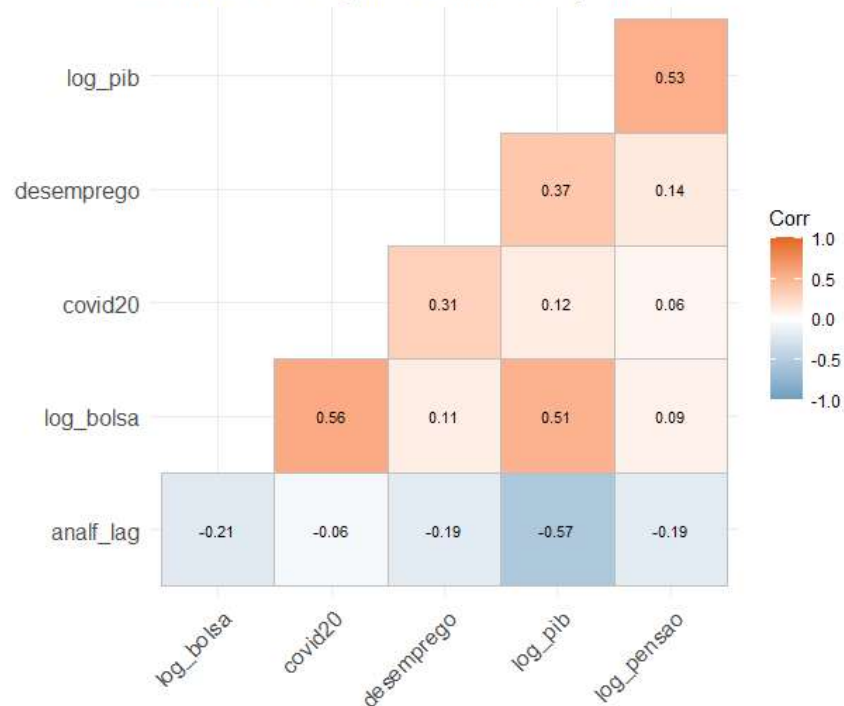
Tabela 3: Diagnóstico de Multicolinearidade: Testes VIF e Número de Condição

| Variável | VIF | Tolerância |
|--------------------------------|------|-------------|
| <i>ln(PIB per capita)</i> | 5,37 | 0,19 |
| Taxa de Desemprego | 1,50 | 0,67 |
| <i>ln(Aposentadorias)</i> | 1,70 | 0,59 |
| <i>ln(Bolsa Família)</i> | 2,79 | 0,36 |
| COVID-19 (dummy) | 2,12 | 0,47 |
| Taxa de Analfabetismo defasada | 2,98 | 0,34 |

Observação: VIF = *Variance Inflation Factor*; Tolerância = 1/VIF. Critérios interpretativos: VIF < 5 = sem problema; 5-10 = multicolinearidade moderada; > 10 = multicolinearidade severa (O'Brien, 2007). Número de Condição=4,91: < 10 = sem problema; 10-30 = moderado; > 30 = severo (Belsley et al., 1980).

Nota: dados produzidos pelo autor a partir de dados da PNAD-IBGE

Figura 1: Matriz de correlação das Variáveis Independentes
Matriz de Correlação das Variáveis Explicativas



Nota: dados produzidos pelo autor a partir de dados da PNAD-IBGE

A consistência entre os três diagnósticos, correlações moderadas, VIFs baixos e Número de Condição reduzido, confirma que a especificação do modelo não sofre de problemas

de multicolinearidade que possam comprometer a confiabilidade das estimativas ou a interpretação dos efeitos individuais de cada variável sobre a desigualdade de renda.

4.3 Tratamento da Heterogeneidade e Seleção de Estimadores

O tratamento formal das imperfeições estocásticas em dados em painel parte do Modelo de Componentes de Erro (One-Way Error Component Model), amplamente utilizado na literatura econométrica para modelar a heterogeneidade não observada entre unidades transversais. O modelo pode ser representado pela seguinte expressão:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + v_{it} \quad \text{onde } v_{it} = c_i + u_{it} \quad (4.2)$$

Nesse arcabouço, c_i representa a heterogeneidade individual não observada, assumida como invariante no tempo (efeito específico individual), enquanto u_{it} é o erro idiossincrático clássico. As propriedades estatísticas assumidas são:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(c_i) &= 0, & \text{Var}(c_i) &= \sigma_c^2 \\ \mathbb{E}(u_{it}) &= 0, & \text{Var}(u_{it}) &= \sigma_u^2 \end{aligned}$$

A presença de c_i introduz uma estrutura de correlação serial nos erros compostos v_{it} , uma vez que $\text{Cov}(v_{it}, v_{is}) = \sigma_c^2$ para $t \neq s$. Quando c_i é correlacionado com os regressores X_{it} , a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO/Pooled) torna-se inconsistente. Em contrapartida, quando c_i é não correlacionado com X_{it} , o estimador de Efeitos Aleatórios (EA) é mais eficiente que o de Efeitos Fixos (EF).

A literatura propõe a transformação por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) como solução geral, em que as variáveis são ponderadas por um parâmetro θ , conforme a expressão:

$$Y_{it} - \theta \bar{Y}_i = (X_{it} - \theta \bar{X}_i)\beta + (v_{it} - \theta \bar{v}_i) \quad (4.3)$$

O peso θ é função das variâncias dos componentes do erro:

$$\theta = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_u^2}{T\sigma_c^2 + \sigma_u^2}}$$

A escolha do estimador adequado depende do comportamento de θ e da correlação entre c_i e X_{it} . Para dirimir essa questão, adota-se uma bateria sequencial de testes de especificação.

Neste trabalho, a seleção entre os estimadores *Pooled*, de Efeitos Fixos e de Efeitos Aleatórios será efetuada com base em testes estatísticos aplicados aos dados em painel. Para tanto, serão realizados, de forma sequencial, para cada equação estimada, os testes de Chow, Breusch-Pagan e Hausman, cujos critérios e hipóteses nulas (H_0) são apresentados a seguir.

4.3.1 Teste de Chow

O teste de Chow (1960) verifica a existência de heterogeneidade nos interceptos. Compara-se a soma dos quadrados dos resíduos entre o modelo restrito (*Pooled*) e irrestrito (Efeitos Fixos).

- **H₀:** $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n$ (interceptos homogêneos)
- **Decisão:** Rejeição de H_0 indica especificidades estaduais significativas, justificando o modelo de Efeitos Fixos

4.3.2 Teste de Breusch-Pagan

O teste do Multiplicador de Lagrange desenvolvido por Breusch (1980) avalia a relevância dos efeitos aleatórios através da variância do componente específico c_i .

- **H₀:** $\sigma^2 c = 0$ (ausência de efeitos aleatórios)
- **Decisão:** Rejeição de H_0 confirma a necessidade de controlar a heterogeneidade não observada via Efeitos Fixos ou Aleatórios

4.3.3 Teste de Hausman

O teste de Hausman (1978) define a escolha entre Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleatórios (EA) ao avaliar a ortogonalidade entre c_i e X_{it} .

- **H₀:** $\text{Cov}(X_{it}, c_i) = 0$ (ambos consistentes; EA mais eficiente)
- **H₁:** $\text{Cov}(X_{it}, c_i) \neq 0$ (EA inconsistente; apenas EF é consistente)
- **Decisão:** Rejeição de H_0 indica correlação entre regressores e o efeito não observado, exigindo a adoção de Efeitos Fixos

4.4 Índice de Gini

Trata-se de um índice diretamente relacionado ao grau de desequilíbrio de renda calculado anualmente pelos órgãos governamentais de pesquisa estatística e disponível para download, em séries anuais e por unidade federativa.

O coeficiente foi proposto por Corrado Gini (1912) e consolidou-se no meio acadêmico como o instrumento analítico mais utilizado para mensuração da desigualdade de renda, tendo como principal concorrente o índice de Theil, derivado da teoria da entropia da informação, o qual apresenta maior sensibilidade às variações nos extremos da distribuição de renda, característica na qual o coeficiente de Gini demonstra limitações, especialmente em contextos de elevada concentração. Porém, o índice de Theil não é disponibilizado de forma sistemática pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), sendo, portanto, comumente estimado pelos pesquisadores a partir dos microdados.

A ampla difusão do coeficiente de Gini decorre do compromisso entre parcimônia estatística e robustez empírica, permitindo comparações temporais e espaciais consistentes. Formalmente, trata-se de um indicador adimensional definido no intervalo contínuo $[0,1]$, no qual valores próximos a zero indicam maior igualdade distributiva, enquanto valores próximos a um refletem máxima concentração de renda, caracterizando uma situação limite em que um único indivíduo detém a totalidade do rendimento agregado.

A compreensão geométrica do índice fundamenta-se na construção da Curva de Lorenz, ferramenta gráfica que plota a frequência acumulada da população (no eixo das abscissas) contra a apropriação acumulada da renda (no eixo das ordenadas). A reta de 45° que parte da origem representa a situação de perfeita igualdade distributiva. O coeficiente de Gini é, assim, definido como a razão entre a área de concentração (α) — delimitada pela linha de igualdade e pela Curva de Lorenz — e a área total do triângulo inferior ($\alpha + \beta$), cuja superfície, em um quadrado unitário, é igual a 0,5. Dessa forma, a expressão geométrica do índice de Gini (G) pode ser apresentada como:

$$G = \frac{\alpha}{0,5} = 2\alpha \quad (4.4)$$

Algebricamente, o coeficiente pode ser definido como a razão da diferença média absoluta entre os rendimentos de todos os pares de indivíduos da amostra. A expressão analítica para o cálculo é dada por:

$$G = \frac{1}{2n^2\mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j| \quad (4.5)$$

Nesta equação, n representa o tamanho populacional, x_i e x_j correspondem aos rendimentos dos indivíduos observados e μ refere-se à renda média da distribuição.

Evidências empíricas demonstram que o índice raramente alcança seus limites extremos. Em economias marcadas por disparidades severas, o coeficiente tende a oscilar próximo a 0,6; inversamente, em estruturas sociais mais igualitárias, o indicador gravita em torno de 0,3. Tal comportamento reflete não apenas a inércia estrutural das economias, mas também as propriedades matemáticas intrínsecas ao cálculo do índice

Do ponto de vista metodológico, é crucial notar que o Gini convencional opera com uma estrutura de ponderação fixa, apresentando maior sensibilidade a transferências de renda que ocorrem nas faixas centrais da distribuição (onde se concentra a moda estatística). Para mitigar essa característica, a literatura propõe variantes como o Gini Generalizado (ou S-Gini), que permite a calibração de parâmetros para atribuir pesos distintos a diferentes estratos, aumentando a sensibilidade às caudas da distribuição (os muito pobres ou os muito ricos).

A aplicabilidade do coeficiente de Gini estende-se à análise desagregada por subgrupos populacionais, possibilitando recortes por gênero, raça, localização geográfica e nível de escolaridade. No contexto brasileiro, marcado por elevada heterogeneidade socioeconômica, essa decomposição revela-se fundamental para identificar as fontes das disparidades distributivas e para subsidiar a formulação de políticas públicas mais precisas e focalizadas.

Contudo, o indicador não está imune a críticas. Além da maior sensibilidade às variações na região central da distribuição de renda, o coeficiente de Gini apresenta limitações formais no que se refere à decomposição aditiva da desigualdade. Diferentemente da família de índices de Entropia Generalizada, como o já citado índice de Theil, o Gini não possibilita uma separação exata entre os componentes de desigualdade “intra-grupos” e “entre-grupos” sem a introdução de um termo residual de interpretação econômica pouco intuitiva. Apesar dessas restrições, sua estabilidade ao longo do tempo e elevada capacidade de síntese explicam sua ampla utilização em estudos longitudinais e análises comparativas.

Por fim, embora o coeficiente de Gini se consolide como um instrumento fundamental para o monitoramento da desigualdade e para a avaliação de políticas sociais, o rigor científico impõe que sua interpretação seja realizada de forma cautelosa e não isolada. A complexidade inerente aos processos distributivos exige a utilização conjunta de diferentes medidas de desigualdade e abordagens analíticas complementares, capazes de fornecer uma compreensão mais completa e consistente do fenômeno econômico analisado.

Neste trabalho, adota-se como medida de desigualdade de renda o coeficiente de Gini calculado a partir da renda domiciliar *per capita*¹¹, por se tratar de um indicador ajustado ao tamanho populacional e amplamente utilizado na literatura empírica brasileira. Tal coeficiente baseia-se nos rendimentos efetivamente auferidos pelos indivíduos, conforme captados pela PNAD Contínua, incluindo principalmente rendas do trabalho, aposentadorias, pensões e transferências governamentais, diferindo, portanto, dos indicadores construídos a partir da renda da produção ou do produto agregado da economia. Essa escolha permite uma avaliação mais direta das condições distributivas da população e uma maior comparabilidade com estudos anteriores sobre desigualdade no Brasil.

¹¹ ¹¹ Encontrado em <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/7435>, acesso em 05/01/2026

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

5.1 Análise Econométrica do Modelo

Os coeficientes da Equação 4.1 foram estimados, utilizando a metodologia do modelo de Efeitos Aleatórios. Na equação i indexa os estados ($n = 9$), t o ano ($T = 11-12; 2012-2023$), u_i é o efeito individual aleatório e ε_{it} o erro idiossincrático. A defasagem do analfabetismo ($Analf_{\{i,t-1\}}$) elimina o primeiro ano de cada estado, resultando em painel desbalanceado com $N = 107$ observações.

A Tabela 4 apresenta os coeficientes estimados com erros padrão, e p-valores para o modelo, que se mostrou globalmente significativo [$\chi^2(7) = 101,107$; $p < 2,22 \times 10^{-16}$], com R^2 total de 0,517 e R^2 ajustado de 0,483. A soma total dos quadrados é 0,19764 e a soma dos resíduos é 0,09540, indicando que o modelo explica 51,7% da variação total do log-Gini.

Metodologicamente, a seleção do estimador mais adequado, para um modelo de estimador de mínimos quadrados factíveis, utilizando estrutura de dados em painel, requer procedimento sequencial de testes de especificação, cujos resultados determinam objetivamente a escolha entre os estimadores disponíveis.

Nesta pesquisa, para se determinar o estimador mais adequado, efetuou-se em sequência os testes de Chow (1960), Breusch-Pagan (1980) e Hausman (1978), aplicados sucessivamente de modo que a conclusão de cada etapa delimita o conjunto de estimadores válidos para a etapa seguinte. O Teste de Chow [$F(8, 91) = 2,667$; $p = 0,011$] rejeitou a hipótese nula de homogeneidade dos interceptos ao nível de 5%, evidenciando que os estados nordestinos apresentam heterogeneidade individual não observada estatisticamente relevante, provavelmente ligadas a diferenças estruturais em concentração fundiária, composição produtiva agrária e industrial que afetam sistematicamente o nível de desigualdade de cada estado. Dessa forma, a adoção do estimador de Mínimos Quadrados Ordinários agrupado (Pooled OLS) implicaria viés de variável omitida por desconsiderar essa heterogeneidade, tornando as estimativas inconsistentes. O resultado do Teste de Breusch-Pagan [$Z = 2,013$; $p = 0,022$] confirmou que a variância dos efeitos individuais é significativamente diferente de zero, os efeitos individuais respondem por 12,6% da variância total do painel ($\theta = 0,394$), descartando definitivamente o Pooled OLS e confirmando a necessidade de um estimador com controle explícito da heterogeneidade não observada (BREUSCH; PAGAN, 1980; BALTAGI, 2005). Já o resultado do Teste de Hausman [$\chi^2(7) = 1,215$; $p = 0,991$] não rejeitou a hipótese nula de

ortogonalidade entre os efeitos individuais e os regressores do modelo. Sob essa condição, o estimador de Efeitos Aleatórios é simultaneamente consistente e eficiente, superior ao estimador Within, que, embora consistente, descarta a variação *between* entre estados, dimensão essencial para a identificação das variáveis de estoque lento com baixa variação temporal anual, como o analfabetismo. A adoção do estimador de Efeitos Aleatórios decorre, portanto, da convergência dos três testes.

A Tabela 5 apresenta os coeficientes estimados utilizando-se cinco técnicas de estimadores de painel, Pooled OLS, Primeiras Diferenças, LSDV, Within e Efeitos Aleatório. Os testes foram feitos com o propósito de atestar a robustez dos resultados à escolha do método de estimação. Do ponto de vista econométrico, cada estimador explora dimensões distintas da variação nos dados e impõe hipóteses específicas sobre a estrutura dos erros: o Pooled OLS utiliza toda a variação disponível sem controle de heterogeneidade; as Primeiras Diferenças identificam os parâmetros exclusivamente pela variação temporal ano a ano, eliminando qualquer efeito fixo por diferenciação; o LSDV e o Within estimam os coeficientes pela variação intraestadual após remoção das médias individuais; e o Efeitos Aleatórios combina as dimensões *within* e *between* por transformação ponderada de Swamy-Arora.

A convergência de sinal, magnitude e significância entre esses estimadores tão distintos constitui evidência de que os resultados refletem relações estruturais genuínas nos dados e não são artefatos da especificação ou do método adotado. Observa-se que os coeficientes do par quadrático de Kuznets mantêm sinais positivo e negativo com significância mínima de 5% em quatro dos cinco estimadores, a exceção são as Primeiras Diferenças, que por eliminarem o componente de nível entre estados descartam o canal de longo prazo pelo qual a hipótese de Kuznets opera, comportamento esperado e não indicativo de inconsistência. Os coeficientes das variáveis de transferência de renda, pensão e Bolsa Família, são significativos com sinais estáveis em todos os estimadores. O desemprego é significativo em quatro dos cinco. A taxa de analfabetismo, por sua vez, apresenta comportamento que merece interpretação específica no contexto da comparação entre estimadores: o coeficiente é negativo e significativo no Pooled OLS ($p = 0,004$) e no Efeitos Aleatórios ($p = 0,034$), mas não-significativo no Within, no LSDV e nas Primeiras Diferenças. Esse padrão não constitui inconsistência, é, antes, evidência do canal pelo qual a variável opera. O analfabetismo é um indicador de estoque educacional cuja variação anual dentro de cada estado é de apenas 0,3 a 0,8 ponto percentual, insuficiente para gerar identificação precisa pelo estimador Within, que por construção elimina a dimensão *between* e se apoia exclusivamente nessa variação temporal residual. O efeito do analfabetismo sobre o Gini opera predominantemente pela heterogeneidade estrutural entre estados, estados

mais atrasados educacionalmente apresentam, de forma sistemática e persistente, padrão distinto de desigualdade em razão do mecanismo de homogeneidade de base descrito na seção anterior, e essa dimensão é corretamente capturada pelo estimador de Efeitos Aleatórios, que combina as variações within e between por transformação ponderada. A não-significância no Within é, portanto, um resultado esperado e teoricamente coerente com a natureza da variável, e não evidência de instabilidade do coeficiente (DE GREGORIO; LEE, 2002; ALBUQUERQUE et al., 2022). Avalia-se a seguir cada conjunto de índices estimados.

Tabela 4: Sequência de Testes para Seleção do Estimador de Painei

| Teste | Estatística | Hipótese nula (H ₀) | Resultado e decisão |
|--------------------|-------------------------------|--|--|
| Chow (F) | $F(8, 91) = 2,667$ p = 0,011 | Interceptos homogêneos entre estados (Pooled adequado) | Rejeita H ₀ a 5%. Efeitos individuais relevantes. FE ou RE indicado. |
| Breusch-Pagan (LM) | $Z = 2,013$ p = 0,022 | $\text{Var}(u_i) = 0$ (RE \equiv Pooled) | Rejeita H ₀ a 5%. Efeitos aleatórios significativos. |
| Hausman | $\chi^2(7) = 1,215$ p = 0,991 | u_i não correlacionado com os regressores | Não rejeita H ₀ . RE consistente e eficiente. RE é o estimador adotado. |

Nota: Chow (1960): H₀ = interceptos homogêneos entre estados (Pooled adequado). Breusch-Pagan LM, versão Honda (1985): H₀ = $\text{Var}(u_i) = 0$. Hausman (1978): H₀ = efeitos individuais não correlacionados com os regressores; rejeição indica estimador de Efeitos Fixos como único consistente. p-valores referem-se ao teste bilateral. Fonte: elaboração própria com base nos outputs R (plm).

Tabela 5: Resultados do Modelo de Efeitos Aleatórios: Coeficientes e Estatísticas (Variável dependente: log Gini)

| Variável / Estatística | Coefficiente | Erro padrão | z-valor | p-valor |
|------------------------------------|-------------------|-------------|------------------------------|--------------|
| Hipótese de Kuznets | | | | |
| log(PIB per capita) | 6,9727 | 2,1073 | 3,309 | 0,0009 *** |
| [log(PIB per capita)] ² | -0,3496 | 0,1060 | -3,298 | 0,0010 *** |
| PIBpc* (ponto de inflexão) | R\$ 21.435 | — | — | exp(9,973) |
| Transferências de renda | | | | |
| log(Pensão) | 0,1786 | 0,0397 | 4,498 | < 0,0001 *** |
| log(Bolsa Família/AE) | -0,0620 | 0,0228 | -2,721 | 0,0065 ** |
| Mercado de trabalho | | | | |
| Desemprego (contemp.) | 0,0031 | 0,0012 | 2,644 | 0,0082 ** |
| Capital humano | | | | |
| Analfabetismo (t-1) | -0,00450 | 0,00212 | -2,125 | 0,0336 * |
| Choque pandêmico 2020 | | | | |
| covid20 × log(BF/AE) | -0,00423 | 0,00249 | -1,700 | 0,0891 (.) |
| Estatísticas gerais | | | | |
| R ² (total) | 0,517 | — | — | — |
| R ² Ajustado | 0,483 | — | — | — |
| TSS / RSS | 0,19764 / 0,09540 | — | — | — |
| χ^2 global (7 g.l.) | 101,107 | — | p < 2,22 × 10 ⁻¹⁶ | *** |

| Variável / Estatística | Coefficiente | Erro padrão | z-valor | p-valor |
|------------------------------|----------------------------|-------------|-----------------|---------------|
| theta (Swamy-Arora) | 0,394 (média) | Min = 0,379 | Max = 0,396 | — |
| Var. individual / idiossinc. | 12,6% / 87,4% | — | — | — |
| Resíduo: Mín / Médiana / Máx | -0,0716 / -0,0009 / 0,0815 | — | — | — |
| N | 107 | n = 9 | T = 11-12 | Desbalanceado |
| Hausman p-valor | 0,991 | — | RE: consistente | e eficiente |

Nota: (.) $p < 0,10$ (significância marginal); * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$. Estimador: Efeitos Aleatórios com transformação de Swamy-Arora. PIBpc* calculado por $\exp(-\beta_1/2\beta_2) = \exp(6,9727/0,6992) \approx R\$ 21.435$ (preços de 2023). TSS = Total Sum of Squares; RSS = Residual Sum of Squares. Theta varia entre 0,379 e 0,396 em razão do painel desbalanceado (T=11 para um estado, T=12 para os demais). Fonte: elaboração própria com base em R/plm.

Tabela 6: Comparação entre Estimadores de Painel (Variável dependente: log Gini)

| Variável / Estatística | Pooled (1) | 1's Dif. (2) | LSDV (3) | Within (4) | Ef. Aleat.★ (5) |
|------------------------------------|------------|--------------|----------|------------|-----------------|
| Hipótese de Kuznets | | | | | |
| log(PIB per capita) | 8,451*** | 5,470 | 5,768** | 5,768** | 6,973*** |
| (erro padrão) | (2,115) | (4,277) | (2,194) | (2,194) | (2,107) |
| t / z | 3,996 | 1,279 | 2,628 | 2,628 | 3,309 |
| p-valor | 0,0002 | 0,205 | 0,011 | 0,011 | 0,001 |
| [log(PIB per capita)] ² | -0,424*** | -0,277 | -0,289** | -0,289** | -0,350*** |
| (erro padrão) | (0,106) | (0,214) | (0,110) | (0,110) | (0,106) |
| t / z | -3,985 | -1,294 | -2,617 | -2,617 | -3,298 |
| p-valor | 0,0002 | 0,200 | 0,011 | 0,011 | 0,001 |
| Transferências de renda | | | | | |
| log(Pensão) | 0,158*** | 0,191*** | 0,217*** | 0,217*** | 0,179*** |
| (erro padrão) | (0,035) | (0,049) | (0,052) | (0,052) | (0,040) |
| t / z | 4,503 | 3,924 | 4,151 | 4,151 | 4,498 |
| p-valor | 0,00002 | 0,0002 | 0,0001 | 0,0001 | 0,00001 |
| log(Bolsa Família/AE) | -0,057** | -0,093*** | -0,068** | -0,068** | -0,062** |
| (erro padrão) | (0,023) | (0,030) | (0,027) | (0,027) | (0,023) |
| t / z | -2,541 | -3,068 | -2,556 | -2,556 | -2,721 |
| p-valor | 0,013 | 0,003 | 0,013 | 0,013 | 0,007 |
| Mercado de trabalho | | | | | |
| Desemprego (contemp.) | 0,003** | 0,003* | 0,003** | 0,003** | 0,003*** |
| (erro padrão) | (0,001) | (0,002) | (0,001) | (0,001) | (0,001) |
| t / z | 2,573 | 1,796 | 2,469 | 2,469 | 2,644 |
| p-valor | 0,012 | 0,076 | 0,016 | 0,016 | 0,009 |
| Capital humano | | | | | |
| Analfabetismo (t-1) | -0,006*** | -0,001 | -0,003 | -0,003 | -0,005* |
| (erro padrão) | (0,002) | (0,003) | (0,002) | (0,002) | (0,002) |
| t / z | -3,006 | -0,454 | -1,206 | -1,206 | -2,125 |
| p-valor | 0,004 | 0,651 | 0,231 | 0,231 | 0,034 |

| Variável / Estatística | Pooled (1) | 1 ^{as} Dif. (2) | LSDV (3) | Within (4) | Ef. Aleat.★ (5) |
|------------------------------|------------|--------------------------|----------|------------|-----------------|
| Choque pandêmico 2020 | | | | | |
| covid20 × log(BF/AE) | -0,005* | -0,003 | -0,004 | -0,004 | -0,004 (.) |
| (erro padrão) | (0,003) | (0,003) | (0,003) | (0,003) | (0,002) |
| t / z | -1,771 | -1,025 | -1,484 | -1,484 | -1,700 |
| p-valor | 0,080 | 0,308 | 0,142 | 0,142 | 0,089 |
| Estatísticas gerais | | | | | |
| Observações | 107 | 98 | 107 | 107 | 107 |
| R ² | 0,563 | 0,637 | 0,998 | 0,465 | 0,517 |
| R ² Ajustado | 0,532 | 0,609 | 0,998 | 0,377 | 0,483 |

Nota: Erros padrão entre parênteses; t-estatísticos e p-valores nas linhas seguintes. (.) $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$. ★ = especificação de referência (Efeitos Aleatórios, Hausman $p = 0,991$). O R² do LSDV (0,998) inclui as 8 dummies estaduais e não é comparável aos demais estimadores. Primeiras Diferenças (coluna 2): $N = 98$ por eliminação do primeiro ano de cada estado após diferenciação. Fonte: elaboração própria com base em R/plm.

5.1.1 A Hipótese de Kuznets, Confirmação e Ponto de Inflexão

Os resultados econométricos apresentados na Tabela 4 fornecem evidências empíricas que confirmam a aplicabilidade da hipótese de Kuznets na relação entre desenvolvimento econômico e desigualdade de renda no período analisado.

Outrossim, a estimação dos coeficientes β_1 e β_2 do modelo permite calcular analiticamente o ponto teórico de inflexão da curva de Kuznets para a região Nordeste. Os coeficientes estimados $\beta_1 = +6,9727$ ($z = +3,309$; $p = 0,0009$) e $\beta_2 = -0,3496$ ($z = -3,298$; $p = 0,0010$) apresentam sinais positivo e negativo, respectivamente, com significância ao nível de 0,1%.. A Tabela 5 demonstra que o par quadrático mantém sinais corretos e significância mínima de 5% nos estimadores Pooled, LSDV e Within; a ausência de significância nas Primeiras Diferenças é esperada, pois esse estimador elimina o componente de nível entre estados, justamente o canal de longo prazo pelo qual a hipótese de Kuznets opera.

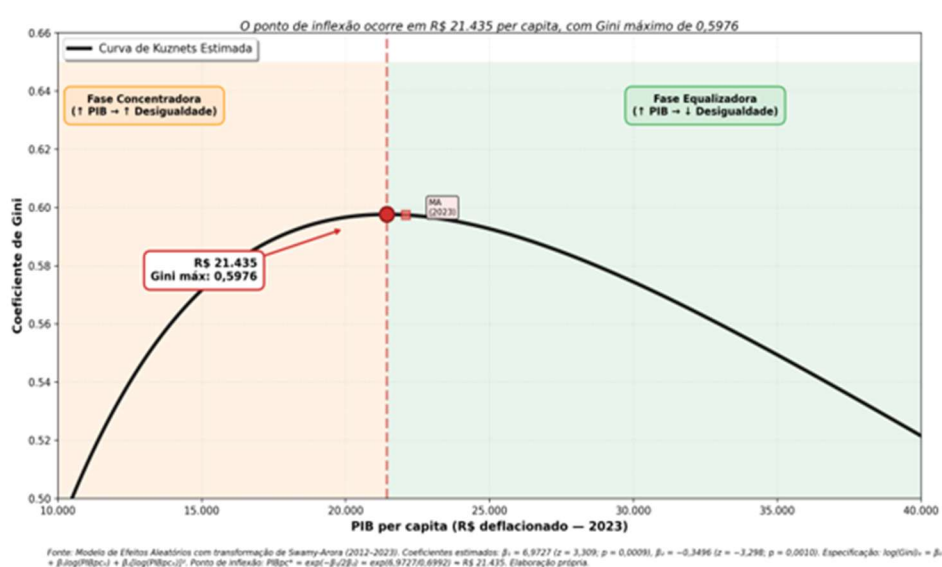
Desta feita, o Ponto de inflexão da curva, ou seja, o nível de PIB per capita que maximiza o Gini é obtido pela condição de primeira ordem da função quadrática estimada:

$$PIBpc^* = \exp(-\beta_1 / 2\beta_2) = \exp(6,9727 / 0,6992) = \exp(9,973) \approx R\$ 21.435$$

A Figura 2 apresenta a curva teórica derivada do modelo. O ponto de inflexão de R\$ 21.435 per capita (a preços de 2023) representa o limiar a partir do qual o crescimento econômico passa a exercer efeito redutor sobre a desigualdade. Analisando-se os PIBs de cada estado, em 2023: o Maranhão, estado com menor PIB per capita da região, R\$ 22.094, já

superava o limiar em R\$ 659. Os estados mais desenvolvidos, como Pernambuco, Bahia e Rio Grande do Norte, situavam-se entre R\$ 29.000 e R\$ 31.000, superando o ponto de inflexão em mais de 40%. Toda a região Nordeste opera, portanto, na fase descendente da curva: o crescimento econômico e a redução de desigualdade são complementares neste estágio de desenvolvimento. Os estudos de Jacinto e Tejada (2009) para municípios nordestinos e Oliveira (2021) para os estados da região corroboram esse resultado.

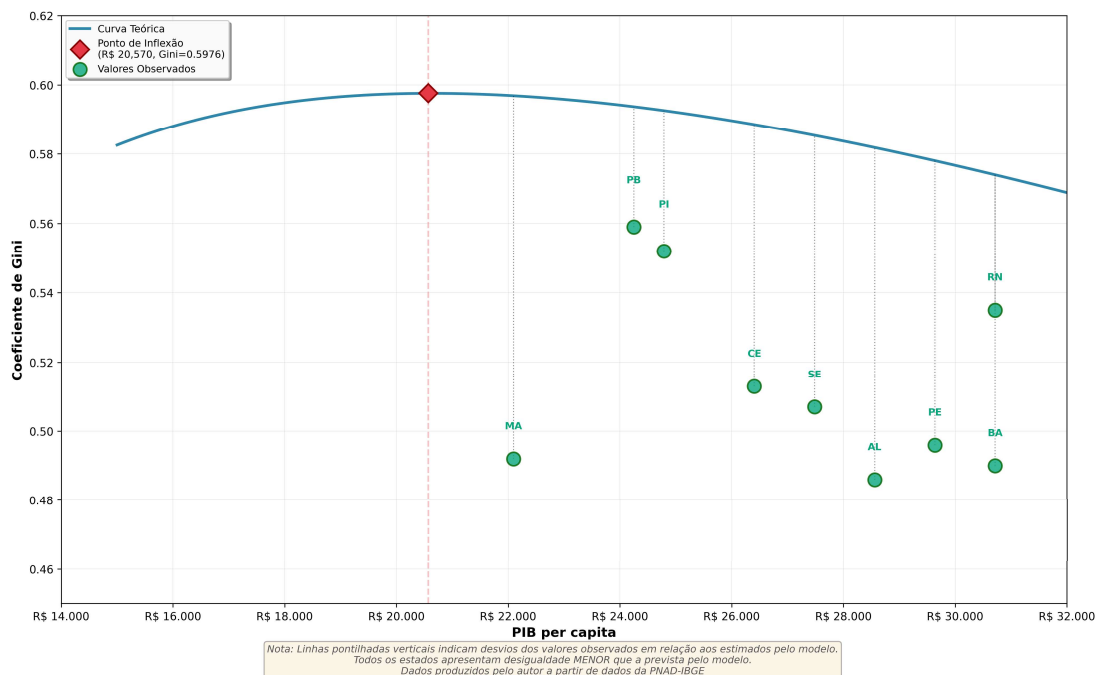
Figura 2: Curva de Kuznets teórica para o Nordeste brasileiro



Outros pontos a serem observados é que, a sobreposição dos dados reais com os valores estimados pelo modelo revela um padrão sistemático e consistente: todos os nove estados nordestinos apresentam coeficientes de Gini substancialmente inferiores aos previstos pela curva de Kuznets estimada. Conforme evidenciado na Figura 3, os desvios negativos variam de -5,8% (Paraíba) a -17,6% (Maranhão), com média de -7,05 pontos percentuais. O Maranhão constitui o caso mais notável da análise: apesar de ser o estado menos desenvolvido da região (PIB per capita de R\$ 22.094), registra Gini observado de 0,492, valor 17,6% inferior aos 0,597 previstos pelo modelo. Estados com níveis intermediários e elevados de renda, como Ceará (-12,8%), Sergipe (-13,4%), Alagoas (-16,5%), Pernambuco (-14,2%) e Bahia (-14,6%), também apresentam desigualdade significativamente abaixo do estimado. Mesmo Paraíba (0,559) e Rio Grande do Norte (0,535), que registram os maiores coeficientes de Gini da região, situam-se abaixo das previsões teóricas.

Dessa forma, embora o modelo econométrico capture satisfatoriamente a tendência média regional ($R^2 \approx 0,50$), a magnitude e uniformidade dos desvios negativos evidenciam que variáveis institucionais e de políticas sociais constituem determinantes adicionais que impactam da trajetória de desigualdade na região.

Figura 3: Valores teóricos (linha) versus observados (pontos) do Gini para cada estado em 2023.



Nota: dados produzidos pelo autor a partir de dados da PNAD-IBGE

O conjunto dos resultados sugere um movimento coerente com a lógica da curva de Kuznets: em níveis mais baixos de renda, predominam forças concentradoras associadas à transição estrutural, à urbanização desigual, aos retornos heterogêneos da educação e às restrições de crédito, o que amplia a desigualdade. À medida que a renda ultrapassa o limiar estimado, passam a atuar mecanismos equalizadores, expansão educacional, amadurecimento institucional, maior progressividade fiscal e previdenciária, difusão tecnológica e fortalecimento das pressões redistributivas.

5.1.2 Transferências de Renda: Canal Progressivo e Canal Regressivo

5.1.2.1. Pensões previdenciárias: efeito concentrador

O coeficiente das pensões apresentou $\beta_3 = +0,1786$ ($z = +4,498$; $p < 0,0001$), sinal positivo e significativo ao nível de 0,1% em todos os cinco estimadores (variação de +0,158 a

+0,217). Isso implica que um aumento de 1% no valor médio dos benefícios previdenciários está associado a um acréscimo de 0,18% no Gini. O mecanismo possui então viés regressivo que pode ser explicado pela ampla informalidade estrutural da força de trabalho, onde os beneficiários do RGPS concentram-se nos estratos médio-superiores da distribuição, trabalhadores formalizados, funcionários públicos e aposentados de carreiras regulamentadas, , cujos benefícios mais elevados ampliam a dispersão relativa de rendimentos (BARROS et al., 2007; HOFFMANN, 2013).

5.1.2.2. Bolsa Família/Auxílio Emergencial: efeito redistributivo

O coeficiente do Bolsa Família apresentou $\beta_4 = -0,0620$ ($z = -2,721$; $p = 0,007$), sinal negativo e significativo ao nível de 1%. Isso implica que um aumento de 1% no volume de benefícios transferidos está associado a uma redução de 0,062% no Gini. A variável incorpora os montantes do Auxílio Emergencial de 2020 e 2021, de modo que o impacto redistributivo pandêmico está capturado por este coeficiente, com o efeito adicional específico de 2020 decomposto pelo termo de interação β_7 . Na literatura, Soares et al. (2006) e Barros et al. (2007) documentam que programas desta natureza respondem por fração relevante da queda do Gini brasileiro no período 2001–2007.

5.1.3 Mercado de Trabalho: O Canal do Desemprego

O coeficiente da taxa de desocupação apresentou $\beta_5 = +0,0031$ ($z = +2,644$; $p = 0,008$), sinal positivo e significativo ao nível de 1% no modelo de Efeitos Aleatórios. Esse resultado é robusto entre estimadores: $p = 0,012$ no Pooled, $p = 0,016$ no LSDV e Within, e $p = 0,076$ nas Primeiras Diferenças, o único valor marginalmente acima de 0,05, resultado esperado dado que a diferenciação temporal elimina grande parte da variação estrutural. A consistência confirma que maior desemprego amplia a desigualdade de renda, em linha com Barros e Gomes (2007) e Hoffmann (2006).

O desemprego afeta a desigualdade pelo *efeito composição*, pois ao mesmo tempo que eleva o contingente de domicílios com renda laboral nula nos estratos inferiores, pressiona os salários dos trabalhadores menos qualificados por meio do exército de reserva, pelo *efeito preço*. No Nordeste, onde a renda do trabalho responde por mais de 70% do rendimento domiciliar, esses dois canais operam com intensidade superior à média nacional (IBGE, 2024). Stiglitz (2012) e Atkinson (2015) documentam a assimetria cíclica: os estratos vulneráveis são os

primeiros a perder postos de trabalho nas recessões e os últimos a ser reintegrados nas recuperações.

5.1.4 Capital Humano: Analfabetismo Pré-determinado

O coeficiente da taxa de analfabetismo defasada apresentou $\beta_6 = -0,00450$ ($z = -2,125$; $p = 0,034$), sinal negativo e significativo ao nível de 5% no modelo de Efeitos Aleatórios, com $p = 0,004$ no Pooled OLS (1% de significância). A não-significância nos estimadores Within, LSDV e Primeiras Diferenças ($p = 0,231$ e $p = 0,651$) é resultado esperado para variável de estoque lento com variação anual de 0,3 a 0,8 ponto percentual: eliminada a dimensão between entre estados, a variação temporal residual é insuficiente para identificar o efeito no estimador Within. O canal opera predominantemente pela dimensão between, corretamente capturada pelo estimador de Efeitos Aleatórios.

O sinal negativo é contra-intuitivo à luz da hipótese padrão de que menor educação amplia a desigualdade. Entretanto, tem suporte teórico preciso. Estados com taxas de analfabetismo estruturalmente elevadas possuem massa de população pobre homogênea na base da distribuição de renda: todos com escolaridade nula ou mínima, todos concentrados em atividades de subsistência e agricultura de baixa produtividade, todos com rendimentos baixos e similares entre si. Essa homogeneidade comprime a Curva de Lorenz na base, reduzindo mecanicamente o Gini, que mede dispersão relativa, não nível absoluto de renda.

À medida que o analfabetismo recua, processo que todos os estados nordestinos vivenciam desde 2012, emerge heterogeneidade educacional transitória: uma parcela da população adquire escolaridade básica, insere-se no mercado formal e eleva seus rendimentos relativos, enquanto o núcleo de analfabetos remanescentes permanece na base. Essa separação amplia temporariamente a dispersão de rendimentos antes que a difusão educacional mais ampla comprima novamente o Gini de forma sustentada. Trata-se da versão educacional da curva de Kuznets, denominada *educational Kuznets curve* por Meschi e Scervini (2014). De Gregorio e Lee (2002), em painel de 95 países, e Albuquerque et al. (2022), para estados brasileiros, confirmam coeficiente negativo e significativo do analfabetismo sobre o Gini com esse mesmo mecanismo.

5.1.5 O Choque Pandêmico de 2020

O coeficiente da interação entre a dummy de 2020 e o logaritmo do Bolsa Família apresentou $\beta_7 = -0,00423$ ($z = -1,700$; $p = 0,089$), sinal negativo com significância marginal a 10%, resultado que se mantém consistente no Pooled OLS ($p = 0,080$) e sem significância no LSDV, Within e Primeiras Diferenças, onde a variação pandêmica é menos identificável após o controle de efeitos fixos ou a eliminação do componente de nível.

O sinal negativo indica que em 2020, por unidade adicional de benefício transferido, o poder compressor sobre o Gini foi maior do que nos demais anos da série. Em 2020, o Auxílio Emergencial foi pago em valor de R\$ 600 mensais a aproximadamente 68 milhões de beneficiários, mais que o triplo do valor médio regular do Bolsa Família, alcançando trabalhadores informais e autônomos que perderam renda durante a pandemia. Essa expansão atingiu diretamente os percentis mais baixos da distribuição, onde a elasticidade-Gini das transferências é máxima (SOARES et al., 2006).

Em síntese, os resultados confirmam empiricamente a curva de Kuznets para o Nordeste brasileiro (2012-2023), identificando ponto de inflexão. O fato de todos os estados terem superado este limiar em 2023 representa transformação estrutural significativa. As divergências entre valores previstos e observados (Figura 4) sublinham, contudo, a importância de fatores estaduais e políticas públicas específicas. Os efeitos das variáveis de controle, particularmente o caráter concentrador da previdência e o potencial equalizador de transferências em larga escala, reforçam necessidade de complementar o processo natural de convergência com intervenções redistributivas estruturalmente orientadas. As limitações identificadas apontam agenda de pesquisa que pode refinar progressivamente nossa compreensão dos mecanismos através dos quais desenvolvimento e desigualdade se relacionam no contexto brasileiro.

5.2 Análise Econômica dos Resultados

Os resultados econométricos sugerem que a relação crescimento e desigualdade para o Nordeste está na fase descendente da Curva de Kuznets. Tal evidência indica que, uma vez controladas as idiosincrasias estaduais, o crescimento do produto *per capita* contribui para a diminuição da desigualdade. Em termos de magnitude, a relação implica que a depender do local da curva em que se encontra cada estado um incremento no PIB reverbera em uma retração maior ou menor no coeficiente de Gini.

Compulsando a literatura especializada, a correlação entre PIB e desigualdade resultante condizente com a curva de Kuznets já foi confirmada por vários trabalhos: Penna et

al. (2013), em análise longitudinal, já identificavam uma trajetória de longo prazo compatível com a hipótese de Kuznets para o Nordeste. Estudos regionais corroboram esse comportamento, posicionando a expansão da renda como mecanismo redutor de disparidades. Mais recentemente, notas técnicas do Ipea (2025) validaram a atualidade desse mecanismo em escala nacional, argumentando que a retomada do PIB, via dinamização do mercado de trabalho e elevação dos rendimentos na base da pirâmide, permanece como o motor estrutural para o combate contemporâneo à pobreza e à desigualdade.

Na literatura internacional, diversos autores utilizaram séries de tempo. Williamson e Lindert (1980) e Williamson (1985) confirmaram o padrão de U-invertido para os Estados Unidos e Grã-Bretanha, respectivamente. Em contrapartida, Dumke (1991) e Thomas (1991) não encontraram o mesmo padrão para a Alemanha e Austrália. Kaelble e Thomas (1991), analisando 13 países desenvolvidos (1880-1970), constataram que apenas a Suécia confirmou a hipótese, enquanto a desigualdade foi constante ou decrescente em países como França, Alemanha e Reino Unido. Deininger e Squire (1998), estudando 48 países, confirmaram o U-invertido em apenas 10% da amostra (incluindo o Brasil), encontraram um U-normal em outros 10% (como EUA e Reino Unido) e resultados insignificantes para o restante. Já Anand e Kanbur (1993), utilizando dados de 100 países (1958-1972) com índices de Gini e Theil, rejeitaram a hipótese de Kuznets.

Quanto aos estudos de cross-section (corte transversal), Paukert (1973) corroborou a hipótese do U-invertido analisando 56 países com dados de PIB *per capita* e Gini. Ahluwalia (1974, 1976), com uma amostra de 60 países (incluindo subdesenvolvidos, socialistas e desenvolvidos), concluiu que a desigualdade declina e depois se eleva, exceto para os 20% mais ricos, onde verificou um padrão simétrico.

No tocante à metodologia de dados em painel, os resultados são mistos. Ravallion (1995), estudando 36 países, não encontrou significância estatística para o U-invertido, resultado similar ao de Deininger e Squire (1998) e Schultz (1998). Barro (2000), analisando vários países (1965-1995), não refutou a hipótese, mas apontou limitada relevância estatística, enquanto Thornton (2001), comparando 96 países, também não rejeitou o U-invertido. List e Gallet (1999), com dados de 71 países (1961-1992), observaram que após certo nível de renda a desigualdade voltava a subir. Mushinski (2001), utilizando dados de 212 cidades norte-americanas (Censo 1990), não rejeitou a hipótese de Kuznets.

No contexto brasileiro, Barros e Gomes (2007) testaram a hipótese para os municípios brasileiros (1991 e 2000) com modelos paramétricos e não rejeitaram o U-invertido. Júnior et al. (2007) analisaram a região Sul; em *cross-section* (1991) verificaram relação

convexa apenas no Paraná, e em painel (efeitos fixos) corroboraram Kuznets unicamente para o Paraná. Bêrni, Marquetti e Kloeckner (2002) analisaram municípios do Rio Grande do Sul (1990) via regressão local (*cross-section*); corroboraram o U-invertido para rendas industrial e de serviços, mas não para a agropecuária. Salvato et al. (2006) estudaram Minas Gerais (1991 e 2000); em *cross-section*, constataram U-invertido em 1991, mas U-normal em 2000. Em dados de painel (efeitos fixos), encontraram o padrão de U-invertido,. Por fim, Taques (2005), analisando os estados brasileiros (1995-2005) com dados de painel, indicou que a hipótese do U-invertido de Kuznets não é corroborada, encontrando predominantemente um formato de U-normal,

5.2.1 Mercado de Trabalho: O Papel do Desemprego

Quanto ao efeito do mercado de trabalho sobre a desigualdade, a elasticidade associada à taxa de desemprego (0,001) mostrou-se positiva e estatisticamente relevante ao nível de 10%. Tal resultado confirma o mercado de trabalho como canal de redução da desigualdade: empiricamente, aumentos das taxas de desemprego, resulta, de forma sistemática, em elevação da concentração de renda. A magnitude do coeficiente sugere que um incremento de 10% no desemprego impulsiona uma alta de aproximadamente 0,01 no índice de Gini.

Os resultados são corroborados pela teoria econômica clássica ao confirmar a assimetria cíclica do desemprego, que penaliza desproporcionalmente os agentes menos qualificados e com menores salários de reserva. Segundo Stiglitz (2012) e Atkinson (2015), o desemprego atua como um mecanismo regressivo: em períodos de retração, os estratos vulneráveis são os primeiros a sofrer com a perda de postos de trabalho e os últimos a serem reintegrados durante a recuperação, ampliando o hiato entre a base e o topo da pirâmide. No cenário brasileiro, a relevância desse mecanismo é estudada por Barros e Gomes (2007) e Hoffmann (2006), que identificaram a renda do trabalho como o determinante de maior peso na variância da renda domiciliar. Consequentemente, a elevação do desemprego opera por duas vias perversas: o “efeito composição”, ao aumentar o contingente de domicílios com renda nula, e o “efeito preço”, ao deprimir a massa salarial dos ocupados devido à redução do poder de compra da mão de obra menos qualificada frente ao exército de reserva.

5.2.2 Previdência Social e Regressividade

O coeficiente estimado para $\log(\text{pensão})$ foi positivo e estatisticamente significativo ao nível de 1%, com valor igual a 0,1786 e p-valor de 5,846e-06. Esse resultado indica que o aumento das rendas previdenciárias está associado à elevação do índice de desigualdade, sugerindo efeito concentrador desse componente da renda. A evidência é coerente com a literatura que aponta o caráter regressivo de parcela do sistema previdenciário brasileiro, especialmente por sua vinculação ao histórico contributivo e aos rendimentos do mercado formal de trabalho (BARROS et al., 2007; HOFFMANN, 2013; MEDEIROS, 2015; COSTANZI, 2017).

Em regiões marcadas por elevada informalidade, como o Nordeste, esse desenho tende a beneficiar de forma mais intensa os indivíduos com trajetórias laborais estáveis e formalizadas, enquanto trabalhadores informais permanecem vinculados a benefícios de menor valor ou parcialmente excluídos da proteção social. Assim, as aposentadorias e pensões podem não apenas refletir as desigualdades do mercado de trabalho, mas também as reproduzir ao longo do ciclo de vida, contribuindo para a persistência da desigualdade de renda. Essa interpretação também encontra respaldo em estudos que apontam que determinadas rendas previdenciárias apresentam elevada razão de concentração, podendo exercer efeito superior ao de outros componentes da renda domiciliar na rigidez da desigualdade agregada (HOFFMANN, 2009; BANCO MUNDIAL, 2017; BARBOSA, 2020).

5.2.3 O Choque da Pandemia e o Papel do Auxílio Emergencial

Analisando os coeficientes estimados, observa-se que as transferências sociais desempenham papel relevante na redução da desigualdade de renda, embora o efeito adicional associado ao período pandêmico deva ser interpretado com cautela.

A variável $\log(\text{Bolsa Família})$ apresentou coeficiente negativo e estatisticamente significativo, no valor de -0,0619, com p-valor de 0,0065. Esse resultado indica que, em períodos não pandêmicos, o aumento das transferências associadas ao programa está relacionado à redução do índice de Gini. Em termos econômicos, esse achado confirma o papel redistributivo das transferências de renda, ao ampliar a renda disponível dos estratos mais vulneráveis da população e, conseqüentemente, reduzir a desigualdade.

Já o termo interativo $\text{covid20} \times \log(\text{Bolsa Família})$ apresentou coeficiente também negativo de -0,0042, com p-valor de 0,0891. Esse resultado sugere que, durante o período pandêmico, o efeito redistributivo das transferências pode ter sido levemente intensificado. Contudo, sua significância estatística ocorre apenas ao nível de 10%, não sendo robusta aos

níveis convencionais de 5%. Assim, embora o sinal negativo seja compatível com a hipótese de que a ampliação das transferências durante a pandemia tenha contribuído para mitigar a desigualdade, a evidência empírica deve ser interpretada de forma prudente.

O efeito marginal total das transferências durante a pandemia pode ser obtido pela soma entre o coeficiente estrutural de log(Bolsa Família) e o coeficiente da interação:

$$-0,0619 + (-0,0042) = -0,0661$$

Dessa forma, o efeito estimado das transferências sobre a desigualdade passa de -0,0619 em períodos normais para aproximadamente -0,0661 durante a pandemia. Isso indica uma intensificação marginal do efeito redistributivo, mas de magnitude relativamente pequena. Portanto, diferentemente de uma interpretação de forte ruptura estrutural, os resultados sugerem que o Bolsa Família manteve seu papel redistributivo, com possível reforço durante o período pandêmico, embora a evidência estatística desse reforço adicional seja apenas moderada.

Assim, os resultados apontam que as transferências sociais exerceram efeito redutor sobre a desigualdade de renda, sendo esse efeito estatisticamente relevante. A interação com o período pandêmico apresenta sinal coerente com a hipótese de proteção social ampliada, mas sua significância limitada recomenda cautela na afirmação de que houve mudança substancial na elasticidade distributiva das transferências durante a crise sanitária.

Este resultado confirma a eficácia dos programas de distribuição de renda, ao direcionar liquidez diretamente para a base da pirâmide social. Estes programas atuam como potentes redutores do índice de Gini, conforme amplamente documentado na literatura empírica nacional (BARROS et al., 2007).

Diante de um cenário complexo, o modelo proposto isola a magnitude e a heterogeneidade dos efeitos do Auxílio Emergencial como mitigador do choque econômico. Tais resultados convergem com o consenso estabelecido na literatura empírica nacional. Estudos seminais, como os de Soares et al. (2006) e Barros, Cury e Ulyseia (2007), já demonstravam que, a despeito de representarem uma fração modesta da renda nacional, os programas de transferência condicionada possuem eficácia distributiva desproporcionalmente alta, dada a sua precisa focalização nos decis inferiores. Corroborando essa visão, Hoffmann (2013) sustenta que a progressividade dessas transferências atua como fator determinante para a desconcentração de renda na base da pirâmide social brasileira.

Importante destacar que as contrapartidas também são um incentivo indireto a classe mais baixa da população e referem-se, em geral a como destacado por Simões e Soares (2012, p. 534):

a matrícula ou rendimento escolar para crianças e jovens em idade escolar, e comportamento preventivo e de acompanhamento dos principais serviços de saúde (pré-natal, vacinação, etc.) para os demais membros da família. Já os incentivos podem ser tanto a transferência monetária em isolado, ou sua combinação com serviços sociais/econômicos complementares, como, por exemplo, programas de microcrédito, aperfeiçoamento profissional ou de planejamento familiar.

5.3 Testes de Adequação do Modelo em Painel

Seguindo o procedimento econométrico clássico recomendado para uso de modelos em painel, foram aplicados testes de diagnóstico com o objetivo de verificar a adequação do modelo estimado e a validade das inferências estatísticas.

Inicialmente, realizou-se o teste de heterocedasticidade de Breusch–Pagan para painel, cuja finalidade é avaliar se a variância dos erros é constante ao longo das observações. O resultado apresentou p-valor de 0,1213, não permitindo rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade. Assim, não há evidência estatística de variância não constante nos resíduos, indicando que o pressuposto de homocedasticidade é razoavelmente atendido.

Em seguida, aplicou-se o teste de normalidade dos resíduos de Shapiro–Wilk, cujo objetivo é verificar se os erros seguem uma distribuição aproximadamente normal, condição importante para a validade dos testes de significância em amostras moderadas. O p-valor obtido foi de 0,8853, o que indica que não se rejeita a hipótese nula de normalidade. Portanto, os resíduos apresentam comportamento compatível com a normalidade.

Posteriormente, foi conduzido o teste de dependência cross-sectional de Pesaran, que avalia se há correlação entre as unidades transversais do painel, neste caso, entre os estados. O resultado apresentou p-valor de 0,2736, não havendo evidência estatística de dependência entre os estados. Isso sugere que choques não observados em um estado não afetam sistematicamente os demais, atendendo a um importante pressuposto dos modelos de painel tradicionais.

Adicionalmente, o teste de Wooldridge (2002) para autocorrelação indicou a presença de autocorrelação nos resíduos ao longo do tempo (p-valor = 0,0161), o que é comum em dados econômicos em painel. A autocorrelação, se não tratada, pode levar à subestimação dos erros-padrão e à superestimação da significância estatística dos coeficientes.

Diante do último resultado, procedeu-se à estimação do modelo com diferentes formas de erros-padrão, incluindo correções para heterocedasticidade (White/HC), para heterocedasticidade e autocorrelação (HAC) e, especialmente, os erros-padrão de Driscoll–

Kraay, que são robustos simultaneamente à autocorrelação temporal e à possível dependência entre unidades do painel. Observou-se que, mesmo após tais correções, os principais coeficientes permaneceram estatisticamente significativos, reforçando a robustez dos resultados empíricos.

Em virtude da evidência de autocorrelação serial detectada por meio do teste de Wooldridge (2002), procedeu-se à reestimação do modelo de efeitos aleatórios com erros-padrão robustos do tipo HAC (Newey–West), de modo a assegurar inferências estatísticas consistentes. Os resultados indicam que os principais coeficientes se mantiveram estatisticamente significativos após a correção, corroborando a robustez das estimativas iniciais.

Conforme esperado, observou-se um aumento moderado nos erros-padrão, sem alteração substancial na magnitude dos coeficientes estimados. Ademais, permaneceu evidenciada a relação não linear entre PIB per capita e desigualdade de renda, consistente com o formato de U invertido da hipótese de Kuznets, bem como os efeitos concentradores das rendas previdenciárias e o papel redistributivo intensificado das transferências durante o período pandêmico.

Tabela 7: Modelo de EA com erros-padrão robustos (HAC)

| Variável | Coefficiente | Erro-padrão (HAC) | p-valor (HAC) | Significância |
|------------------------------------|--------------|-------------------|---------------|---------------|
| log(PIB per capita) | 6,973 | 2,329 | 0,0035 | ** |
| [log(PIB per capita)] ² | -0,350 | 0,117 | 0,0036 | ** |
| log(Pensão) | 0,179 | 0,039 | 0,0000 | *** |
| Desemprego | 0,003 | 0,001 | 0,0094 | ** |
| log(Bolsa Família) | -0,062 | 0,028 | 0,0301 | * |
| Taxa de analfabetismo defasada | -0,005 | 0,002 | 0,0119 | * |
| Covid × log(Bolsa Família) | -0,004 | 0,003 | 0,1507 | n.s. |
| Constante | -36,335 | 11,556 | 0,0022 | ** |

Observações: 108

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$; n.s. = não significativo.

A reestimação do modelo de efeitos aleatórios com erros-padrão robustos do tipo HAC confirma a estabilidade dos principais resultados econométricos. A relação não linear entre PIB per capita e desigualdade de renda mantém-se estatisticamente significativa, corroborando empiricamente a hipótese de Kuznets para os estados do Nordeste brasileiro. O coeficiente positivo do termo linear e o coeficiente negativo do termo quadrático evidenciam a

dinâmica de aumento inicial da desigualdade nos estágios iniciais do crescimento, seguida por sua redução em níveis mais elevados de desenvolvimento econômico.

No tocante às variáveis de controle, observa-se que o efeito do desemprego mantém a significância estatística após a correção para autocorrelação serial. Por outro lado, a renda proveniente de aposentadorias e pensões permanece altamente significativa e associada ao aumento da desigualdade, indicando um caráter concentrador do sistema previdenciário. Há a manutenção de significância do Log do bolsa família como também da taxa de analfabetismo defasada.

Somente o termo de interação entre a Covid e Bolsa Família que perdeu a significância. Esse resultado evidencia que a ampliação extraordinária das transferências, por meio do Auxílio Emergencial, foi capaz de mitigar substancialmente o aumento da desigualdade provocado pela crise sanitária, reforçando o papel das políticas de transferência de renda como instrumentos eficazes de amortecimento social em períodos de choque econômico.

6 CONCLUSÃO

Neste trabalho foi investigada a dinâmica entre desigualdade, crescimento econômico, políticas de transferência de renda e níveis de desemprego nos nove estados do Nordeste brasileiro, no período de 2012 a 2023. A abordagem econométrica fundamentou-se na metodologia de dados em painel, que permitiu o controle da heterogeneidade não observada e a mitigação de vieses de omissão de variáveis, comuns em análises de corte transversal.

A estratégia de identificação baseou-se na estimação de modelos de estimadores, para permitir a interpretação das elasticidades desigualdade crescimento econômico e suas variáveis determinantes. Em observância a modelagem econométrica, a seleção do estimador de Efeitos Aleatórios para o modelo final utilizou da convergência dos diagnósticos estatísticos de Chow (1960), Breusch-Pagan (1980) e Hausman (1978), que atestaram a superioridade do estimador para o tratamento da variância intraestadual

O modelo econométrico estimado, tendo o logaritmo do coeficiente de Gini como variável dependente, fornece evidências empíricas consistentes em favor da hipótese de Kuznets para os estados do Nordeste brasileiro. Os coeficientes associados ao logaritmo do PIB per capita (6,973) e ao seu termo quadrático negativo (-0,350), ambos estatisticamente significativos ao nível de 1%, confirmam a existência de uma relação não linear em formato de U invertido entre desenvolvimento econômico e desigualdade de renda, indicando que, após determinado nível de renda, o crescimento passa a exercer efeito redutor sobre a concentração de renda.

Em relação ao mercado de trabalho, a taxa de desemprego apresentou coeficiente positivo e estatisticamente significativo (0,003), evidenciando que a elevação do desemprego contribui para o aumento da desigualdade, ainda que com magnitude relativamente moderada.

A análise das transferências e rendas não laborais revela comportamentos distintos. A renda proveniente de aposentadorias e pensões apresentou coeficiente positivo (0,179), indicando efeito concentrador sobre a distribuição de renda. Em contrapartida, o Programa Bolsa Família exibiu coeficiente negativo (-0,062), estatisticamente significativo, sugerindo impacto redistributivo no período analisado.

Quanto ao analfabetismo, a variável defasada apresentou coeficiente negativo (-0,005) e estatisticamente significativo. Embora esse resultado pareça contraintuitivo, ele deve ser interpretado com cautela, pois o índice de Gini mede desigualdade relativa, e não pobreza absoluta. Assim, em estados mais pobres e com rendimentos baixos de forma generalizada,

pode haver menor dispersão relativa da renda, reduzindo o Gini. Portanto, o coeficiente negativo não indica que o analfabetismo reduza desigualdades sociais, mas sugere que maior atraso educacional pode estar associado a contextos de pobreza mais homogênea.

O termo interativo $\text{covid20} \times \log(\text{Bolsa Família})$ apresentou coeficiente negativo de $-0,0042$, com p-valor de $0,0891$, indicando que, durante o período pandêmico, o efeito redistributivo das transferências pode ter sido levemente intensificado. O efeito marginal total das transferências no período da pandemia resulta da soma entre o coeficiente estrutural do Bolsa Família e o coeficiente da interação, isto é, $-0,0619 + (-0,0042) = -0,0661$. Assim, o impacto estimado das transferências sobre a desigualdade passa de $-0,0619$ em períodos normais para aproximadamente $-0,0661$ durante a pandemia. Embora esse resultado seja compatível com a hipótese de que a ampliação das transferências tenha contribuído para mitigar a desigualdade no período de crise, sua significância estatística ocorre apenas ao nível de 10%, recomendando interpretação prudente. Portanto, os achados sugerem manutenção do papel redistributivo do Bolsa Família, com possível reforço marginal durante a pandemia, mas sem evidência robusta de uma forte ruptura estrutural na elasticidade distributiva das transferências.

Conclui-se, portanto, que a dinâmica socioeconômica do Nordeste é governada por um sistema de retroalimentação: o desemprego e a desigualdade restringem o crescimento, ao mesmo tempo que o crescimento e as transferências de renda governamentais reduzem a desigualdade. A evidência de que a eficácia dos programas de transferência de renda se amplia em momentos de crise, tanto na mitigação da pobreza quanto na sustentação do produto, e sugere que há real necessidade de manutenção dessas redes de distribuição para a base da pirâmide econômica, especialmente em momentos de crises e choques exógenos que resultem em maiores níveis de desigualdade. Tudo isso servindo tanto como uma melhor justiça social, mas também contribuindo para a estabilidade macroeconômica regional.

REFERÊNCIAS

ALESINA, Alberto; RODRIK, Dani. **Distributive politics and economic growth.** *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford, v. 109, n. 2, p. 465–490, 1994.

ALLEN, Donald S.; NDIKUMANA, Léonce. **Income inequality and minimum consumption: implications for growth.** St. Louis: Federal Reserve Bank of St. Louis, 1999. (Working Paper, n. 1999-013).

AGHION, Philippe; CAROLI, Eve; GARCIA-PENALOSA, Cecilia. **Inequality and economic growth: the perspective of the new growth theories.** *Journal of Economic Literature*, Nashville, v. 37, n. 4, p. 1615–1660, 1999.

ANAND, Sudhir; KANBUR, Ravi. **The Kuznets process and the inequality–development relationship.** *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 40, n. 1, p. 25–52, 1993.

BAGOLIN, Izete Pengo; BÊRNI, Duílio de Ávila; RIBEIRO, Eduardo Pontual. **Crescimento econômico e desigualdade de renda no Rio Grande do Sul.** *Revista de Economia Aplicada*, São Paulo, v. 6, n. 3, p. 515–536, 2002.

BARRETO, Flávio Ataliba F. D.; NETO, Paulo de Melo Jorge. **Desigualdade e crescimento econômico: evidências empíricas para o Brasil.** *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 32, n. 4, p. 736–761, 2001.

BARRO, Robert J. **Inequality and growth in a panel of countries.** *Journal of Economic Growth*, Boston, v. 5, n. 1, p. 5–32, 2000.

BARROS, L. C.; GOMES, F. A. R. Desigualdade e Desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros? **Ibmec SP Working Paper**, n. 28, 2007. Disponível em <www.ibmecsp.edu.br/pesquisa/download.php?recid=3101>. Acesso em 13 jan 2026.

BARROS, Ricardo Paes de; CURY, Samir; ULYSSEA, Gabriel. **A desigualdade de renda no Brasil encontra-se subestimada?** Rio de Janeiro: IPEA, 2007. (Texto para Discussão, n. 1258). Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br>. Acesso em 13 jan 2026.

BELSLEY, David A.; KUH, Edwin; WELSCH, Roy E. **Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity.** New York: John Wiley & Sons, 1980.

BÊRNI, D. A.; MARQUETTI, A.; KLOECKNER, R. A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: Primeiras investigações sobre a curva de Kuznets. In: **ANAIS DO 1º ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA**, 2004, Porto Alegre. Disponível em

http://www.fee.rs.gov.br/sitefee/download/eeg/1/mesa_3_berni_marquetti_kloeckner.pdf, acesso em 27 jan. 2026.

BREUSCH, Trevor S.; PAGAN, Adrian R. **The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics.** *The Review of Economic Studies*, Oxford, v. 47, n. 1, p. 239–253, 1980.

CASTELO, Eduardo José Marinho. **O crescimento econômico e o direcionamento pró-pobres: uma análise das curvas de incidência de crescimento para os estados do Nordeste do Brasil no período de 1995 a 2005.** 2007. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2007.

CASTRO, Jorge Abrahão de. **Políticas sociais e desenvolvimento econômico no Brasil.** Brasília: IPEA, 2006.

CHOW, Gregory C. **Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions.** *Econometrica*, New York, v. 28, n. 3, p. 591–605, 1960.

DEININGER, K.; SQUIRE, L. New ways of looking at old issues: inequality and growth. **Journal of Development Economics**, 57, p. 259-287, 1998

DURLAUF, Steven N.; JOHNSON, Paul A.; TEMPLE, Jonathan R. W. **Growth econometrics.** In: AGHION, Philippe; DURLAUF, Steven (org.). *Handbook of economic growth.* Amsterdam: Elsevier, 2005. p. 555–677.

FEIJÓ, Janaína Rodrigues; FRANÇA, João Mário Santos de; PINHO NETO, Valdemar Rodrigues de. **Novas perspectivas decorrentes da decomposição da desigualdade de renda brasileira: descobrindo uma maior relevância para a formalização.** *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 48, n. 3, p. 113-140, 2018.

FERREIRA, Roberto Tatiwa; CRUZ, Mercia Santos . **Efeitos Da Educação, Da Renda Do Trabalho, Das Transferências E Das Condições Iniciais Na Evolução Da Desigualdade De Renda Nos Municípios Brasileiros No Período De 1991 A 2000.** *pesquisa e planejamento econômico* |, v. 40, n. 1, p. 103–115, 2010.

FIRME, Vinícius de Azevedo. **Efeitos espaciais do crescimento econômico regional no Brasil.** *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 76, n. 1, p. 89–115, 2022.

GALOR, Oded; ZEIRA, Joseph. **Income distribution and macroeconomics.** *The Review of Economic Studies*, Oxford, v. 60, n. 1, p. 35–52, 1993.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. *Econometria Básica*. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

GURGEL, Angelo Costa. **Desigualdade e crescimento econômico no Brasil: evidências empíricas**. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 48, n. 2, p. 265–295, 2018.

HAUSMAN, Jerry A. **Specification tests in econometrics**. *Econometrica*, New York, v. 46, n. 6, p. 1251–1271, 1978.

HOFFMANN, Rodolfo. Transferências de renda e redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões, entre 2001 e 2011. **Temas de Economia Aplicada**, v. 11, n. 1, p. 17-40, 2013

JÚNIOR, S. S. P. et al. Um estudo exploratório sobre a curva de Kuznets e a lei de Zipf. In: **ANAIS DO X ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL**, 2007, Porto Alegre. Disponível em <http://www.pucrs.br/face/ppge/anpecul/5-11.pdf>, acesso em 27 jan. 2026.

KALDOR, Nicholas. **A model of economic growth**. *The Economic Journal*, London, v. 67, n. 268, p. 591–624, 1957.

KAELBLE, H.; THOMAS, M. Introduction. In: BRENNER, Y. S. et al. (Ed.). **Income distribution in historical perspective**. Cambridge University Press, 1991

KENNEDY, Peter. **A Guide to Econometrics**. 6. ed. Malden: Blackwell Publishing, 2008.

KUZNETS, Simon. **Economic growth and income inequality**. *The American Economic Review*, Nashville, v. 45, n. 1, p. 1–28, 1955.

LINHARES, Fabricio; FERREIRA, Roberto Tatiwa; IRFFI, Guilherme Diniz; MACEDO, Cecília Maria Bortolassi. **A hipótese de Kuznets e mudanças na relação entre desigualdade e crescimento de renda no Brasil**. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 42, n. 3, p. 403-430, 2012.

LIST, J. A.; GALLET, C. A. The Kuznets curve: What happens after the inverted-U. **Review of Development Economics**, ano 3, p. 200-206, fev. 1999.

MELO NETO, Joaquim Lucas de. **Desenvolvimento financeiro, desigualdade regional e crescimento: uma aplicação para os estados brasileiros**. 2023. 31 f. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia do Setor Público) – Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2023. Disponível em: <http://repositorio.ufc.br/handle/riufc/71366>. Acesso em: 30 jan. 2026.

MILANOVIC, Branko; WILLIAMSON, Jeffrey G. **Ancient inequality**. *The Economic Journal*, London, v. 117, n. 520, p. 255–272, 2007.

NERI, Marcelo. **Desigualdade, estabilidade e bem-estar social no Brasil**. Rio de Janeiro: FGV, 2007.

NERI, Marcelo; CAMARGO, José Márcio. **Desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: FGV, 1999.

O'BRIEN, Robert M. A Caution Regarding Rules of Thumb for Variance Inflation Factors. **Quality & Quantity**, v. 41, n. 5, p. 673–690, 2007.

OLIVEIRA, Diego Ferreira de. **Crescimento econômico e desigualdade de renda no Nordeste brasileiro**. *Revista de Economia Regional*, Recife, v. 9, n. 2, p. 45–72, 2021.

PAPANNEK, Gustav F.; KYN, Oldrich. **The effect of income distribution on growth**. *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 23, n. 1, p. 55–65, 1986.

PARENTE, Karla Moreira. **Como a desigualdade de renda afeta o crescimento econômico no Brasil: o que os dados estaduais dizem?** 2024. 34 f. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia do Setor Público) – Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2024. Disponível em: <http://repositorio.ufc.br/handle/riufc/77017>. Acesso em: 30 jan. 2026.

PARETO, Vilfredo. **Cours d'économie politique**. Lausanne: Rouge, 1896.

PAUKERT, F. Income distribution at different levels of development: A survey of evidence. **International Labour Review**, 108(2-3), p. 97-125, 1973

PERSSON, Torsten; TABELLINI, Guido. **Is inequality harmful for growth?** *The American Economic Review*, Nashville, v. 84, n. 3, p. 600–621, 1994.

PIKETTY, Thomas. **O capital no século XXI**. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2014.

RAVALLION, M. Growth and poverty: Evidence for developing countries in the 1980s. **Economics Letters**, 48, p. 411-417, 1995.

RICARDO, David. **Princípios de economia política e tributação**. São Paulo: Abril Cultural, 1817.

SANTOS, Guilherme F.; CUNHA, Marina S.; GADELHA, Sérgio R. B. **Crescimento econômico e desigualdade de renda nos estados brasileiros**. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 21, n. 3, p. 415–443, 2017.

SIMÕES, Patrícia; SOARES, Ricardo Brito. **Efeitos do Programa Bolsa Família na fecundidade das beneficiárias**. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 66, n. 4, p. 533-556, out./dez. 2012.

SOARES, Fábio Veras et al. **Programas de transferência de renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade**. Rio de Janeiro: IPEA, 2006. (Texto para Discussão, n. 1228). Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br>. Acesso em: 30 jan. 2026.

SALVATO et. al. Crescimento e desigualdade: Evidências da Curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais – 1991/2000. **Ibmec MG Working Paper**, n. 33, 2006. Disponível em <http://www.ceace.ibmecmg.br/wp/wp33.pdf>, acesso em 26 jan. 2026.

SOUZA, Pedro H. G. F. **Desigualdade de renda no Brasil contemporâneo**. Brasília: IPEA, 2019.

TAQUES, Fábio. **Desigualdade e crescimento econômico: evidências para o Brasil**. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 36, n. 1, p. 87–108, 2005.

VIDIGAL, Vinícius. **Políticas sociais, crescimento e desigualdade regional no Brasil**. *Planejamento e Políticas Públicas*, Brasília, n. 37, p. 123–156, 2011.

VIEIRA, Antonio Márcio Alves. **O efeito do gasto público em saneamento básico na redução dos casos de dengue e diarreia aguda em municípios cearenses: período 2003 a 2012**. 2017. 72 f. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia do Setor Público) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2017.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: MIT Press, 2002.
