

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

LEONE GOMES SILVA

**COMPLEXIDADE ECONÔMICA E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA DOS
ESTADOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE EMPÍRICA (2003 - 2021)**

UBERLÂNDIA-MG

2025

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA
INSTITUTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

LEONE GOMES SILVA

**COMPLEXIDADE ECONÔMICA E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA DOS
ESTADOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE EMPÍRICA (2003 - 2021)**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia (PPGE-IERI-UFU), como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Professor Dr. Guilherme Jonas Costa da Silva

UBERLÂNDIA-MG

2025

Ficha Catalográfica Online do Sistema de Bibliotecas da UFU
com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).

S586 2025	Silva, Leone Gomes, 1997- Complexidade econômica e distribuição de renda dos estados brasileiros [recurso eletrônico] : Uma análise empírica (2003-2021) / Leone Gomes Silva. - 2025. Orientador: Guilherme Jonas Costa da Silva. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Uberlândia, Pós-graduação em Economia. Modo de acesso: Internet. Disponível em: http://doi.org/10.14393/ufu.di.2025.80 Inclui bibliografia. 1. Economia. I. Silva, Guilherme Jonas Costa da, 1976-, (Orient.). II. Universidade Federal de Uberlândia. Pós-graduação em Economia. III. Título. CDU: 330
--------------	---

Bibliotecários responsáveis pela estrutura de acordo com o AACR2:

Gizele Cristine Nunes do Couto - CRB6/2091
Nelson Marcos Ferreira - CRB6/3074



ATA DE DEFESA - PÓS-GRADUAÇÃO

Programa de Pós-Graduação em:	Economia				
Defesa de:	Dissertação de Mestrado Acadêmico, Nº 327, PPGE				
Data:	14 de fevereiro de 2025	Hora de início:	9:00	Hora de encerramento:	11:00
Matrícula do Discente:	12312ECO003				
Nome do Discente:	Leone Gomes Silva				
Título do Trabalho:	Complexidade Econômica e Distribuição de Renda dos Estados Brasileiros: Uma Análise Empírica (2003 - 2021)				
Área de concentração:	Desenvolvimento Econômico				
Linha de pesquisa:	Economia Aplicada				
Projeto de Pesquisa de vinculação:	Padrão de Especialização Comercial, Complexidade Econômica e Crescimento Desigual dos Estados Brasileiros				

Reuniu-se a Banca Examinadora, designada pelo Colegiado do Programa de Pós-graduação em Economia, assim composta: Prof. Dr. Júlio Fernando Costa Santos - UFU; Profa. Dra. Elisangela Luzia Araújo - UEM; Prof. Dr. Guilherme Jonas Costa da Silva - UFU orientador do candidato. Ressalta-se que em conformidade com deliberação do Colegiado do PPGE e manifestação do orientador, a participação do aluno e dos membros da banca ocorreu de forma remota. A Profa. Dra. Elisangela Luzia Araújo participou desde a cidade de Maringá (PR) e o aluno e os demais membros da banca participaram desde a cidade de Uberlândia (MG).

Iniciando os trabalhos o presidente da mesa, Dr. Guilherme Jonas Costa da Silva apresentou a Banca Examinadora e o candidato, agradeceu a presença do público, e concedeu ao Discente a palavra para a exposição do seu trabalho. A duração da apresentação do Discente e o tempo de arguição e resposta foram conforme as normas do Programa.

A seguir o senhor presidente concedeu a palavra, pela ordem sucessivamente, aos examinadores, que passaram a arguir o candidato. Ultimada a arguição, que se desenvolveu dentro dos termos regimentais, a Banca, em sessão secreta, atribuiu o resultado final, considerando o candidato:

Aprovado

Esta defesa faz parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre.

O competente diploma será expedido após cumprimento dos demais requisitos, conforme as normas do Programa, a legislação pertinente e a regulamentação interna da UFU.

Nada mais havendo a tratar foram encerrados os trabalhos. Foi lavrada a presente ata que após lida e achada conforme foi assinada pela Banca Examinadora.



Documento assinado eletronicamente por **Guilherme Jonas Costa da Silva, Professor(a) do Magistério Superior**, em 14/02/2025, às 10:58, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Julio Fernando Costa Santos, Professor(a) do Magistério Superior**, em 14/02/2025, às 11:05, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Elisangela Luzia Araujo, Usuário Externo**, em 14/02/2025, às 17:14, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º, § 1º, do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://www.sei.ufu.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **6064194** e o código CRC **538C3578**.

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus familiares, pelo acolhimento e torcida positiva. Esse carinho – com vibração e ânimo – é o que me inspira a continuar trilhando o percurso, por mais tortuoso e íngreme que ele, por vezes, se apresenta. Agradeço, assim, aos meus tios, tias, primos e, em especial a minha mãe, mulher que me possibilitou a existência e me conduziu pelos caminhos da honestidade e da justiça.

Agradeço também aos amigos que, pelo amparo nos momentos difíceis e pela lealdade de todos os momentos, tornaram-se – também – família, aliviando os diversos fardos ao longo dessa jornada.

Agradeço ao meu orientador e amigo, o Professor Dr. Guilherme Jonas, o qual foi fundamental na construção desta pesquisa. Sua dedicação, zelo e apoio moral foram essenciais para que eu me mantivesse firme no propósito de construir esta dissertação.

Por fim, agradeço à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG), pelo financiamento dos meus estudos, o que possibilitou a execução desta pesquisa.

"O progresso da civilização está no aumento das combinações de elementos simples para criar sistemas que transcendem sua origem."

(Inspirado em *Herbert Spencer*)

"A complexidade é o maior desafio e o maior triunfo da natureza humana: transformar o caos em ordem e a escassez em prosperidade."

(Inspirado em *Edgar Morin*)

RESUMO

Esta dissertação investiga a relação entre a complexidade econômica e a distribuição de renda no período de 2003 a 2021. Como indicador de desigualdade de renda utiliza-se o Índice de Gini fornecido pela PNAD do IBGE, a qual afere o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita. Parte-se da hipótese de que o aumento da complexidade econômica afeta negativamente a desigualdade de renda dos Estados brasileiros, sendo que esta relação pode ser não linear, ou seja, com os impactos da complexidade sobre a desigualdade ocorrendo em intensidades diferentes, dado o PIB per capita das Unidades da Federação (UF). Para testar a hipótese, este estudo fez uso de técnicas tradicionais de painel, com a comparação de modelos de efeitos fixos e aleatórios, além de utilizar o Modelo Threshold para avaliar a existência de linearidade. Os resultados apontam a existência de uma correlação entre a elevação nos níveis de complexidade econômica e a redução da desigualdade de renda, sugerindo que a melhora de condicionantes estruturais relativos a diversificação e sofisticação produtiva impactam de modo efetivo no processo de distribuição da renda. Nota-se que regiões do país com estados mais complexos, como Sul e Sudeste, têm uma distribuição mais equitativa da renda. Contudo, esta pesquisa não identificou a existência de uma relação não linear entre a complexidade econômica e a desigualdade de renda – a partir de variações do PIB per capita. Ademais, o estudo avaliou o impacto de outras variáveis sobre a desigualdade de renda, tais como, o salário mínimo real nacional e a participação dos empregos industriais, concluindo que no período analisado, o impacto desses fatores sobre a desigualdade de renda foi positivo. Embora o resultado possa parecer contraintuitivo, a análise sugere uma compatibilidade com as características estruturais dos Estados brasileiros.

Palavras-Chave: Complexidade Econômica, Paineis *Threshold*, Desigualdade de Renda.

ABSTRACT

This dissertation investigates the relationship between economic complexity and income distribution in the period from 2003 to 2021. As an indicator of income inequality, the Gini Index provided by the PNAD of IBGE is used, which measures the degree of inequality in the distribution of individuals according to per capita household income. It is based on the hypothesis that the increase in economic complexity negatively affects income inequality in Brazilian states, with this relationship possibly being nonlinear. That is, the impacts of complexity on inequality may occur at different intensities, given the per capita GDP of the federative units (UF). To test the hypothesis, this study employed traditional panel techniques, comparing fixed and random effects models, as well as using the Threshold Model to assess the existence of linearity. The results indicate a correlation between the increase in economic complexity levels and the reduction of income inequality, suggesting that improvements in structural conditions related to diversification and productive sophistication effectively impact the income distribution process. It is observed that regions of the country with more complex states, such as the South and Southeast, have a more equitable income distribution. However, this research did not identify the existence of a nonlinear relationship between economic complexity and income inequality based on variations in per capita GDP. Furthermore, the study evaluated the impact of other variables on income inequality, such as the national real minimum wage and the share of industrial jobs, concluding that during the analyzed period, the impact of these factors on income inequality was positive. Although the result may seem counterintuitive, the analysis suggests compatibility with the structural characteristics of Brazilian states.

Keywords: Economic Complexity, Threshold Model, Income Inequality.

LISTA DE FIGURAS

Figura 01 – Treemaps representativo do PIB das Unidades Federativas (2003).....	52
Figura 02 – Treemaps representativo do PIB das Unidades Federativas (2021).....	52
Figura 03 - Distribuição do total de empregos entre as Unidades da Federação brasileira no ano de 2003.....	66
Figura 04 - Distribuição do total de empregos entre as Unidades da Federação brasileira no ano de 2021.....	67
Figura 05 - Massa salarial total por Unidade da Federação no ano de 2003.....	72
Figura 06 - Massa salarial total por Unidade da Federação no ano de 2021.....	72
Figura 07 - Massa salarial da indústria de transformação por unidade federativa em 2003.....	73
Figura 08 - Massa salarial da indústria de transformação por unidade federativa em 2021.....	74

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 01 - Taxa Média de Crescimento das Unidades Federativas Brasileiras entre 2003 e 2021.....	50
Gráfico 02 - Taxa de crescimento industrial das Unidades da Federação (2003-2021).....	53
Gráfico 03 - Participação do emprego industrial no total de empregos das Unidades da Federação no ano de 2003.....	68
Gráfico 04 - Participação do emprego industrial no total de empregos das Unidades da Federação no ano de 2012.....	70
Gráfico 05 - Participação do emprego industrial no total de empregos das Unidades da Federação no ano de 2021.....	70
Gráfico 06 – Salário-mínimo médio real nacional entre 2003 e 2021.....	75

LISTA DE TABELAS

Tabela 01 - Participação das Unidades Federativas no Total Exportado Entre 2003 e 2021....	55
Tabela 02 - Participação das Unidades da Federação no Total Exportado Pelas Três Principais Categorias Econômicas (2003-2021).....	56
Tabela 03 - Ranking da Complexidade Econômica das Unidades da Federação.....	59
Tabela 04 – Índice de Gini das Unidades Federativas brasileiras nos anos de 2003, 2012 e 2021.....	76
Tabela 05 - Parâmetros Estimados com Dados de Painel usando Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios.....	82
Tabela 06 - Parâmetros estimados com dados em painel com defasagem usando efeitos fixos e efeitos aleatórios.....	88
Tabela 07 - Parâmetros estimados com dados em painel com efeito threshold (Regime de Limiares).....	92
Tabela 05 - Parâmetros estimados com dados em painel com efeito threshold (Regime de Limiares).....	94

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	14
2 COMPLEXIDADE ECONÔMICA: ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS.....	18
2.1 Revisão da Literatura Teórica.....	18
2.2 Revisão de Literatura Empírica.....	31
2.1.1 Complexidade, Crescimento e Desenvolvimento.....	32
2.1.2 Complexidade Econômica e Desigualdade de Renda no Brasil.....	37
2.1.3 A Desigualdade Regional Brasileira Sob a Ótica do Setor Exportador.....	43
3 CRESCIMENTO, COMPLEXIDADE ECONÔMICA E ESTRUTURA DE DISTRIBUIÇÃO DE RENDA DAS UNIDADES DA FEDERAÇÃO ENTRE 2003-2021.....	48
3.1 Caracterização do Produto e das Exportações dos Estados Brasileiros e do Distrito Federal.....	49
3.2 A Complexidade Econômica das Unidades Federativas Brasileiros.....	57
3.3 Caracterização da Distribuição de Renda das Unidades Federativas Brasileiros.....	65
4 ANÁLISE EMPÍRICA DA RELAÇÃO ENTRE COMPLEXIDADE ECONÔMICA E DESIGUALDADE DE RENDA.....	78
4.1 A Metodologia de Dados em Painel.....	78
4.2 A Base de Dados.....	80
4.3 Resultados e Discussões.....	82
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	98
REFERÊNCIAS.....	101
APÊNDICE A - Informações Complementares das Estimções Sem Defasagem.....	107
APÊNDICE B - Informações Complementares das Estimções Com Defasagem.....	108

1 INTRODUÇÃO

Ao olhar para os mecanismos que sustentam a existência, o homem tenta desvendar uma cadeia emaranhada de eventos e processos cujas abordagens simplificadoras não são capazes de esclarecer. Tudo o que rodeia o mundo e o universo é, por natureza, complexo – e é apenas por meio da complexidade das ações humanas que podemos, ainda que minimamente, compreendê-los.

A vida é marcada pela complexidade e as relações sociais seguem a mesma característica. Tudo converge para a complexidade. Nesse contexto, é possível entender que a economia também não pode se afastar dela, pois a simplificação excessiva da economia seria, na verdade, um caminho contrário à própria essência das dinâmicas naturais. Compreender e estimular o progresso da economia rumo a um nível maior de complexidade é, portanto, uma forma de promover dinâmicas econômicas mais eficientes e estáveis.

Embora o que os dois parágrafos anteriores descrevem seja um diálogo com a teoria dos sistemas complexos, a complexidade econômica que trataremos aqui, apesar da sua especificidade teórica, também comunga da ideia de que a combinação de elementos – como a diversificação produtiva e a sofisticação tecnológica – resultam no surgimento de novos padrões.

O debate acadêmico em torno da complexidade econômica surge no contexto de uma rápida aceleração da sofisticação tecnológica e da alteração dos padrões de interação entre os indivíduos e as sociedades. Entre a 1ª Revolução Industrial e o Século XXI o mundo viveu um período de transformações intensas. Nesse curto intervalo de tempo, a mecanização surgiu, sucumbiu e deu lugar à robótica avançada e ao uso de inteligências artificiais nos processos produtivos. Um mundo rural tornou-se rapidamente urbano, aglomerado, conectado e desafiadoramente mais complexo. Nesse contexto de intensas transformações que, nas últimas duas décadas, emergiu o debate sobre a complexidade econômica, com a publicação de trabalhos teóricos e empíricos que demonstraram a importância da compreensão desse fenômeno para explicar as disparidades de desenvolvimento dos países.

O trabalho seminal desenvolvido por Hidalgo e Hausmann (2009) foi um marco, haja vista que os autores compilaram as ideias e destacaram a centralidade da complexidade econômica na determinação do crescimento de um país. Os autores utilizam dados do comércio internacional para elaborar uma estrutura de rede bipartida em que as características dos países podem estar vinculadas aos produtos que exportam e apontam que as medidas de

complexidade estão relacionadas ao seu nível de renda, cujos desvios também podem ajudar a prever o crescimento futuro.

A abordagem pressupõe que os países possuem um conjunto de capacidades que lhes permitem produzir uma variedade de produtos em diferentes níveis de sofisticação. Países que possuem conjuntos maiores de capacidades, estão mais aptos a diversificarem sua atividade produtiva.

Com um conjunto maior de capacidades, estes países estão mais aptos a gerar inovações e a adaptar às inovações introduzidas por outros países a sua produção, caminhando em direção aos produtos altamente demandados e que nem todos são capazes de fazer, ao mesmo tempo, o rearranjo dessas capacidades exige um alto esforço produtivo que se materializa na forma de atividades complexas. Essa distribuição de capacidades também pode ser observada no nível interno de um país, com regiões relativamente mais capazes de fornecer um grupo maior de produtos que outras.

Nesse sentido, autores como Balland *et al.* (2019) sugerem adaptações a metodologia proposta por Hidalgo e Hausmann (2009), no sentido de se chegar a métricas que sejam mais apropriadas para análises que envolvam a complexidade econômica ao nível regional. No caso brasileiro, Freitas (2019) e Freitas *et al.* (2023) propõem adaptações consistentes do método inicial de Hidalgo e Hausmann (2009) e apresentam o Índice de Complexidade Econômica Regional que leva em conta a massa salarial e proporciona uma análise mais robusta para o caso de Estados e municípios.

As pesquisas que envolvem a abordagem da complexidade econômica têm avançado e caminha para a consolidação dessa abordagem em teoria econômica. No entanto, por tratar-se de uma área recente, ainda há muito espaço para estudos que contemplem propostas inovadoras e disruptivas. Dada a jovialidade desta abordagem, existem muitos aspectos fundamentais que permanecem em aberto. Como destacado, os principais estudos sobre a complexidade econômica analisam a relação entre os países na disputa por participação nas exportações globais.

Como sustentado por Hidalgo e Hausmann (2009) e Hausmann *et al.* (2014) os países que conseguem oferecer produtos de alto valor agregado, cuja produção é difícil para outros países (pouco comuns) e que apresentam alta demanda no mercado internacional, acabam ocupando uma participação relevante do mercado global e impulsionando o crescimento interno, o que os permite manter elevadas taxas de crescimento de maneira sustentada.

Todavia, há a compreensão de que a complexidade econômica sob a ótica regional ainda é um fenômeno com muitas lacunas (BALLAND *et al.*, 2019; MEALY, TEYTELBOYM e FARMER, 2019; FREITAS, 2019; FREITAS *et al.*, 2023). A relação comercial dentro de um país, como no caso dos Estados brasileiros, não pode ser restrita ao desempenho do setor exportador – não descartando a importância deste – haja vista que, internamente, há uma intensa interconexão entre essas localidades, cujo dinamismo econômico é operado por mecanismos característicos e imanentes à própria formação do país. Assim, a complexidade econômica dentro de um país pode ser melhor investigada por métricas que transcendem os dados de comércio internacional, os quais são extremamente relevantes do ponto de vista dos países (enquanto unidades globais), mas pode ser impreciso para uma análise interna e desagregada.

O Brasil é um país com profundas desigualdades regionais, tanto em distribuição das estruturas produtivas, quanto em relação à distribuição da renda. Assim, diante da constatação da literatura de que a sofisticação da economia pode conduzir a um arrefecimento ou reversão desse processo, surge o questionamento (problema) se a complexidade econômica regional está associada a uma melhora da desigualdade de renda, bem como se a relação entre essas variáveis é linear. Será que o processo de complexificação da economia influencia o padrão de distribuição de renda observado entre os Estados brasileiros? Se essa relação for verdadeira, é possível concluir que existe uma relação não linear entre essas variáveis?

Dessa forma, o objetivo geral desta dissertação é testar empiricamente a relação entre a complexidade econômica e a distribuição de renda dos estados brasileiros. Os objetivos específicos são:

- 1) Fazer uma revisão teórica e empírica sobre a discussão da complexidade econômica e da desigualdade de renda, voltada a um contexto regional;
- 2) Realizar uma análise descritiva de dados para o período de 2003 a 2021, com ênfase na caracterização da estrutura produtiva e de distribuição de rendimentos dos Estados brasileiros;
- 3) Conduzir estimações econométricas que possam testar as questões levantadas neste trabalho. Importa destacar que fazem parte das Unidades Federativas do Brasil 26 Estados e o Distrito Federal (ao longo deste trabalho o termo “Estado” poderá ser utilizado como sinônimo para se referir a todas as 27 Unidades Federativas).

Esta dissertação visa explorar e oferecer respostas a algumas dessas questões, utilizando métodos econométricos tradicionais para dados em painel, além de uma abordagem

inovadora: o Modelo *Threshold*. Esta metodologia permitirá investigar a não linearidade na relação entre a complexidade econômica e a desigualdade de renda. O entendimento de uma relação não linear, implica a definição de efeitos distintos sobre a variável de interesse a partir de um valor específico. Na situação aqui avaliada, a não linearidade poderia explicar qual o nível de impacto da complexidade econômica sobre a desigualdade de renda caso se altere uma outra variável relacionada, como o produto per capita, o que possibilita maior efetividade em políticas públicas que tenham como alvo compatibilizar avanços na estrutura produtiva com o desenvolvimento econômico.

A hipótese levantada é que o aumento dos níveis de complexidade econômica dos Estados brasileiros se associa a uma redução da desigualdade de renda. Ademais, também se pressupõe a existência de uma relação não linear entre esses fatores, ou seja, deve haver um ponto a partir do qual o comportamento da complexidade econômica poderá impactar de maneira mais ou menos intensa o nível de desigualdade de renda. Utiliza-se como medida de desigualdade de renda o Índice de Gini, o qual é fornecido pela Pesquisa Nacional por Amostra de domicílios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PNAD-IBGE) e afere o nível de desigualdade presente na distribuição de indivíduos de acordo com a renda domiciliar per capita

Do exposto, o que justifica esta pesquisa é o fato de incorporar ao contexto regional brasileiro uma abordagem tradicionalmente utilizada para a comparação entre países, além do aprofundamento da análise do *link* entre a complexidade e a desigualdade de renda, contribuindo para um debate ainda em desenvolvimento no contexto regional brasileiro. Para tanto, empregou-se pioneiramente uma técnica econométrica moderna para testar parte da hipótese deste trabalho. Os resultados confirmam a relação negativa entre a complexidade econômica e a desigualdade de renda, mas rejeitam a existência de uma relação não linear entre essas variáveis quando o impacto do Índice de Complexidade Econômico fica condicionado à variação do produto per capita.

A dissertação está dividida em mais quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção, apresenta-se uma revisão de literatura teórica e empírica. Na seção seguinte, busca-se fazer uma caracterização do crescimento, da complexidade econômica e da estrutura de distribuição de renda ao longo dos anos 2003 a 2021. Na quarta, a atenção volta-se para a metodologia, a base de dados e os resultados econométricos. Por fim, a última seção traz as considerações finais do trabalho.

2 COMPLEXIDADE ECONÔMICA: ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

O debate em torno da complexidade econômica tem se disseminado nos últimos anos, avançando em direção à consolidação dessa abordagem como uma teoria econômica. No entanto, embora esse tema seja recente, os fundamentos que sustentam seu florescimento bem-sucedido estão nas abordagens que consideravam o crescimento como um movimento impulsionado pela participação dos países na comercialização de produtos no mercado mundial.

Com base na construção histórico-teórica da abordagem da complexidade econômica, apresenta-se, a seguir, uma revisão teórica e empírica que fundamenta o desenvolvimento desta dissertação. Na revisão teórica, são expostos os princípios metodológicos da abordagem da complexidade econômica, assim como as perspectivas derivadas dela para explicar a dinâmica do desenvolvimento. Já a revisão empírica destaca alguns estudos aplicados ao Brasil que incorporam essa abordagem.

2.1 Revisão da Literatura Teórica

A discussão sobre a complexidade econômica associada a padrões de distribuição de renda emerge do debate sobre a importância da mudança estrutural, compreendendo a alteração dos processos produtivos e dos bens gerados na dinâmica de crescimento econômico de distintas regiões e países, estimulados por um processo competitivo que é propiciado pelo grau de inserção internacional de cada país. Neste contexto, podemos observar os fatores que dão impulso ao crescimento econômico de uma maneira mais extensa e levar em consideração características estruturais que incluem o papel da inovação e da tecnologia.

Neste sentido, Romer (1994) alterou o jeito como os economistas estudam o crescimento da economia, propondo que a tecnologia e o conhecimento são resultados de escolhas econômicas e não de condições exógenas, que estão fora do controle. A teoria do crescimento endógeno surge como uma alternativa aos modelos neoclássicos tradicionais, que atribuem o crescimento econômico e o progresso tecnológico a fatores exógenos, defendendo que esses são os elementos mais apropriados para explicar tais fenômenos. (ROMER, 1994).

Assim, o crescimento econômico seria um resultado das escolhas internas ao sistema, enquanto o progresso tecnológico seria o elemento essencial para providenciar o crescimento de longo prazo. O progresso tecnológico se destaca como um subproduto da atividade econômica empreendida pelos agentes privados, os quais são guiados por incentivos econômicos (ROMER, 1994).

Desse modo, o crescimento sustentável encontra justificativa na acumulação constante de conhecimento e das inovações tecnológicas, as quais possuem origens endógenas na própria economia. Assim, tanto os investimentos em pesquisa e desenvolvimento (P&D) quanto a elaboração de novos conhecimentos tornam-se fatores fundamentais para a promoção de um crescimento sustentável de longo prazo, além de evidenciarem a importância que o capital humano passa a ocupar neste processo (ROMER, 1994).

Contudo, a centralidade da inovação tecnológica é ainda mais antiga e remonta às décadas iniciais do século XX, a partir de Schumpeter (1942 [2017]). A visão Schumpeteriana também considera o processo de inovação tecnológica como elemento central do desenvolvimento econômico. O trabalho de Aghion e Howitt (1990), que se baseia no conceito central de destruição criadora, representa um marco na teoria do crescimento econômico. Esses autores propõem um modelo teórico no qual a inovação contínua, impulsionada por empresas que buscam vantagem competitiva, é o principal motor do crescimento econômico de longo prazo.

A inovação é geradora do crescimento ao elevar a produtividade, mas conduz a riscos e incertezas ao resultar na eliminação das tecnologias superadas, o que acaba prejudicando aqueles setores da economia que não se adaptam ao processo inovativo. Essa dinâmica causa desigualdades temporárias e leva a expansão e depressão econômica, conforme opera-se o processo de destruição de tecnologias defasadas e a criação de novas tecnologias (AGHION e HOWITT, 1990).

Nessa perspectiva, ao evidenciar a incerteza e o dinamismo como características inerentes ao processo de inovação, que é o condutor do crescimento, o modelo aponta para a relevância de políticas públicas que façam um papel de mediador, buscando equilibrar o incentivo à inovação com o fornecimento de mecanismos de proteção para os setores em declínio, o que possibilitaria uma suavização dos efeitos negativos que emergem do processo de destruição criativa (AGHION e HOWITT, 1990).

Ademais, como argumenta Arthur (1999), a economia é um sistema dinâmico que está em constante transformação, a qual é conduzida por *feedbacks*, adaptações e interações dos

agentes econômicos de maneira contínua. O autor propõe que – ao contrário dos modelos de equilíbrio estáticos – as economias estão, na verdade, constantemente fora do equilíbrio, em uma situação cuja predominância é de dinâmicas emergentes e de comportamentos imprevisíveis, inserindo-se em uma condição de alta complexidade.

Nesse sentido – na contramão do que defende a teoria convencional, prevendo padrões com base em condições de equilíbrio – a economia da complexidade entende que as ações dos agentes, ainda que mínimas, são capazes de ocasionar grandes efeitos, conduzindo a economia a resultados inesperados, tornando um desafio para a teoria da complexidade lidar com sistemas imprevisíveis e não lineares (ARTHUR, 1999).

Assim, a compreensão de fenômenos, tais quais o crescimento tecnológico, a mudança estrutural ou a instabilidade financeira exigem uma abordagem fundamentada na complexidade, cujo foco se dá sobre a adaptação e evolução das estruturas econômicas ao longo do tempo.

A teoria econômica, como apontado por Ricardo (1817), Prebisch (1962), Kaldor (1966) e Balassa (1978), sugere que a exportação desempenha um papel crucial no crescimento, alterando as características estruturais das economias. Assim, em meio à crescente competição global por mercados, observa-se uma transformação gradual e intensa dos agentes que atuam no mercado internacional, resultando em especializações produtivas que abrangem diferentes níveis de sofisticação.

Hidalgo *et al.* (2007) propõem uma análise dos produtos exportados globalmente para tentar compreender como a estrutura do espaço de produtos pode afetar o desenvolvimento econômico. Assim, objetivam verificar como a proximidade dos produtos se relacionam com a diversificação das exportações e com o crescimento dos países. Hidalgo *et al.* (2007) partem do pressuposto de que a conectividade e a complexidade existente entre os produtos são capazes de influenciar a capacidade que os países possuem de evoluírem economicamente.

Observa-se que os países que são mais pobres são especializados na exportação de produtos periféricos e, portanto, menos conectados no espaço de produtos (HIDALGO *et al.*, 2007). Por possuírem essas características, países pobres têm uma maior dificuldade no desenvolvimento de setores mais complexos. Por outro lado, os países mais ricos possuem um conjunto produtivo localizado em uma região mais ao centro do espaço do produto, a qual é mais conectada e constituída pela elaboração de produtos de maior valor agregado, possibilitando uma diversificação de maneira mais facilitada do que a forma em que ocorre nos países que produzem bens típicos das regiões periféricas.

A análise do espaço de produtos proposta por Hidalgo *et al.* (2007) é possibilitada, metodologicamente, pela criação de uma matriz de proximidade que ligam os produtos. A proximidade entre os bens é calculada levando em consideração a Vantagem Comparativa Revelada (RCA), a qual mede a especialização de um país em um determinado produto (O cálculo do RCA será detalhado na sequência, quando for explicado o método das reflexões). A proximidade de dois produtos é definida pela probabilidade condicional de um país possuir vantagem comparativa na exportação de ambos. Quanto mais próximos, maior é a semelhança das características para obtê-los em relação a fatores produtivos como tecnologia, infraestrutura e instituições.

Hidalgo *et al.* (2007) demonstraram empiricamente que, de fato, a transformação das vantagens comparativas dos países está sujeita a um processo difusor, no qual novos produtos tendem a ser mais próximos daqueles que já são produzidos com eficiência pelos países. Nesse sentido, evidencia-se que os países mais conectados no espaço de produtos, possuem maior destreza na diversificação da produção, enquanto os mais periféricos estão sujeitos a maiores barreiras, o que ajuda a explicar a ausência de convergência entre economias ricas e pobres. Portanto, são necessárias alterações estruturais em economias menos desenvolvidas para que a posição no espaço produto seja alterada, possibilitando a convergência desses países para patamares mais próximos daqueles alcançados por países desenvolvidos.

Nesse sentido, Hidalgo e Hausmann (2009) argumentam que a renda dos países tende a crescer à medida que a complexidade de suas estruturas produtivas avança, enfatizando a importância de criar condições para o desenvolvimento dessa complexidade econômica, que é essencial para um crescimento sustentável de longo prazo. Eles destacam que a diversidade e interação das atividades econômicas individuais são cruciais para determinar a complexidade econômica, influenciando diretamente a riqueza e o desenvolvimento de um país.

Contudo, os autores alertam que, apesar da crescente interconexão global através de redes de insumos e produtos, a diferença no PIB per capita entre os países tem aumentado, em função da diversidade das capacidades não comercializáveis de cada nação. Isso implica que a produtividade de um país está intrinsecamente ligada à diversidade de suas capacidades, medida pela variedade e interdependência destas.

Hidalgo e Hausmann (2009) e Hausmann *et al.* (2014) propõem medidas indiretas para avaliar essas capacidades, enfatizando que estas se relacionam com as demais, determinando o potencial de diversificação produtiva do país. Eles introduzem o conceito de complexidade econômica, que pode ser quantificada através da análise da rede bipartida que conecta países

aos produtos que exportam, refletindo a rede tripartida que também considera as capacidades necessárias para produzir esses bens.

Uma rede bipartida é uma estrutura na qual ocorre a ligação de dois grupos de elementos (países e produtos), enquanto a rede tripartida caracteriza-se pela inclusão de mais um elemento, conectando, por exemplo, países, produtos e habilidades (HIDALGO e HAUSMANN, 2009). Essa abordagem ressalta a importância de entender como as capacidades econômicas e as interações entre atividades individuais influenciam a dinâmica econômica global, oferecendo *insights* valiosos para as políticas de crescimento e desenvolvimento econômico.

Hidalgo e Hausman (2009) adotam o método das reflexões¹ para a caracterização do Índice de Complexidade Econômica. A partir da aplicação do método é possível a construção de indicadores que avaliam o nível da complexidade econômica local. O estudo de Hidalgo e Hausmann (2009) mostra que o nível de complexidade de uma economia poderá predizer os tipos de produtos que poderão ser produzidos no futuro, indicando que a produção de novos bens no futuro está vinculada às capacidades já disponíveis.

As redes bipartidas são representadas por uma matriz de adjacência (M_{cp}). Neste caso, o M_{pc} será igual a 1 se o país c for um exportador significativo do produto p , mas será 0 caso não haja significância. Todavia, para que o país c seja um exportador significativo do produto p é necessário que a sua Vantagem Comparativa Revelada (RCA), seja superior a 1, que é o valor limite. A aplicação dessa técnica é importante, pois, embora os países possam ser capazes de fabricar produtos que não exportam, o fato de não os exportarem sugere que eles podem não ser muito eficientes nesse processo. (HAUSMANN *et al.*, 2014, p. 23, 2014, tradução nossa).

Contudo, como aponta Hausmann *et al.* (2014), os países também podem exportar itens que não produzem internamente, o que poderia gerar uma nova limitação ao cálculo de complexidade. Na tentativa de contornar esses problemas, os autores utilizam o volume exportado, através do cálculo da Vantagem Comparativa revelada (RCA):

¹ É uma técnica que utiliza redes bipartidas para medir a complexidade econômica de países e produtos. Trata-se de um processo iterativo em que a compreensão sobre um grupo (países) é refinada de acordo com as conexões realizadas com o outro grupo (produtos) e vice-versa. As reflexões são repetidas diversas vezes até que se obtenha indicadores que forneçam informações sobre a diversidade e a complexidade dos produtos e dos países.

$$RCA_{cp} = \left(\frac{X_{cp}}{\sum_c X_{cp}} \right) / \left(\frac{\sum_p X_{cp}}{\sum_{c,p} X_{cp}} \right) \quad (01)$$

em que X_{cp} é o valor exportado do produto p pelo país c , $\sum_c X_{cp}$ é o somatório do valor exportado por todos os países, $\sum_p X_{cp}$ é o somatório do valor exportado de todos os produtos pelo país c e $\sum_{c,p} X_{cp}$ é o valor exportado de todos os produtos por todos os países.

Desse modo, o método das reflexões parte de dois conceitos subjacentes, quais sejam, o de diversificação e ubiquidade. Em Hidalgo e Hausmann (2009) e Hausmann *et al.* (2014) a diversidade ($K_{c,0}$) se refere a quantidade de produtos que são exportados por um dado país, enquanto a ubiquidade ($K_{p,0}$) diz respeito a quantidade de conexões de cada produto.

Simplificadamente, a ubiquidade de um produto p poderia ser interpretada como o somatório de países que produzem este produto com significância exportadora. Logo, uma ubiquidade elevada, para um tipo qualquer de produto, indica que este é um produto ofertado por uma grande quantidade de países, o que sugere que deve haver uma baixa sofisticação para a sua elaboração. A definição da diversidade, ubiquidade e da interação entre elas, ocorre da seguinte maneira:

$$Diversidade = K_{c,0} = \sum_p M_{cp} \quad (02)$$

$$Ubiquidade = K_{p,0} = \sum_c M_{cp} \quad (03)$$

$$K_{c,N} = \frac{1}{K_{c,0}} \sum_p M_{cp} K_{p,N-1} \quad (04)$$

$$K_{p,N} = \frac{1}{K_{p,0}} \sum_c M_{cp} K_{p,N-1} \quad (05)$$

As equações (04) e (05) são utilizadas para calcular o valor médio das propriedades dos vizinhos de um nó c no nível n . Na equação (04) $K_{c,N}$, é o valor médio das propriedades dos vizinhos do nó c no nível n , $K_{c,0} \frac{1}{K_{c,0}}$ é um fator de normalização que garante que o valor calculado seja uma média ponderada e $\sum_p M_{cp} K_{p,N-1}$ é o somatório dos produtos da propriedade do vizinho p pelo valor médio da propriedade dos vizinhos de p no nível $N-1$. Esse somatório é realizado para todos os vizinhos p de c . Desse modo, a equação (04) fornece a ubiquidade média dos produtos exportados por um país. A equação (05) segue a mesma lógica da equação (04) e fornece a diversificação média dos exportadores de produtos. O método das reflexões supõe que esse processo seja repetido até alcançar uma convergência entre os valores: Substituindo a equação (05) em (04), obtém-se:

$$K_{c,N} = \sum \frac{M_{cc'}}{K_{c,0} K_{p,0}} K_{c',N-2} \quad (06)$$

Sendo,

$$\frac{M_{cc'}}{K_{c,0} K_{p,0}} = \sum_p \frac{M_{cp} M_{c'p}}{K_{c,0} K_{p,0}} \quad (07)$$

Encontra-se, desse modo, o autovetor que está associado ao maior autovalor. Todavia, o índice de complexidade econômica é capturado pelo autovetor que captura a maior variação do sistema. Este é apresentado ao encontrar-se o autovetor associado ao segundo maior autovalor, podendo ser descrito da seguinte maneira:

$$ECI = \frac{K^{\rightarrow} - \langle K^{\rightarrow} \rangle}{stdev(K^{\rightarrow})} \quad (08)$$

Neste caso $\langle \rangle$ representa a média, $stdev$ representa o desvio padrão e $K^{\rightarrow}$ o autovetor. Esta é a mesma metodologia de cálculo para o Índice de Complexidade do Produto (PCI), bastando apenas que seja feita a troca dos índices dos países (c) para o índice dos produtos (p).

Hidalgo e Hausmann (2009) sugerem que a alteração da estrutura produtiva pode ser compreendida como a combinação de dois processos: O primeiro, no qual o desenvolvimento

de novos produtos se dá com combinações distintas das capacidades já existentes e, o outro, que se dá através da acumulação de novas capacidades, aliadas aquelas já disponíveis. Assim, a complexidade econômica se conecta ao crescimento, pois aqueles países que possuem uma renda abaixo da esperada para o seu nível de capacidade, ainda podem contribuir com menos produtos, sem que isso lhe impossibilite um nível de renda mais alto.

Contudo, como os estudos seminais dos autores supracitados se dão, sobretudo, a partir de dados da movimentação das exportações entre os países, Freitas *et al.* (2023) chama a atenção para o fato de que, ao nível regional, essa abordagem pode não ser estritamente apropriada. Mealy, Teytelboym e Farmer (2019) que realizaram um trabalho com o objetivo de reinterpretar o Índice de Complexidade Econômica (ICE) e o Índice de Complexidade do Produto (ICP), propuseram uma nova interpretação matemática na qual revelam que tais medidas são equivalentes a algoritmos de agrupamento espectral (técnica aplicada para a divisão de grafos em grupos semelhantes internamente e dissimilares externamente), contrastando das interpretações precedentes que associam o ICE, precipuamente, à diversidade dos produtos exportados.

Hidalgo e Hausmann (2009) já apontavam que a compreensão das capacidades produtivas internas de um país é elementar, por isso, indicam que alternativas para uma abordagem mais ampla poderiam ser consideradas, como a complementação ou substituição dos dados de exportações para a precisão da medida de complexidade econômica de um país. No mesmo sentido, Hartmann *et al.* (2017), ao investigar a relação da complexidade com a desigualdade de renda, indica que a utilização de outras variáveis poderia robustecer a análise, em que pese ter feito o uso estrito dos dados de exportações para o cálculo do Índice de Complexidade Econômica em sua análise.

Assim, há alternativas que podem ser utilizadas para o cálculo do ICE e ICP que transcendem os dados de exportações. Mealy, Teytelboym e Farmer (2019) sugerem a utilização de dados como a concentração de empregos industriais ou ocupacionais de diferentes regiões e, dessa forma, procedem o cálculo com dados regionais para o Reino Unido e Estados Unidos da América, verificando uma forte correlação do Índice de Complexidade Econômica com os ganhos per capita regionais. Portanto, isso indica que a utilização de dados diferentes, como a concentração industrial ou a composição do emprego, são capazes de fornecer informações relevantes que não se restringem à abordagem mais tradicional que se constrói exclusivamente a partir das exportações (MEALY, TEYTELBOYM e FARMER, 2019).

Balland *et al.* (2019) realizaram uma pesquisa objetivando avaliar o porquê de atividades econômicas complexas tenderem a concentrar-se nas grandes cidades, além de buscar verificar a maneira pela qual esse processo se intensifica ao longo do tempo. Os autores também sugerem outras métricas para a complexidade que não se limitam aos produtos exportados.

Nesse sentido, foi utilizada a concentração de atividades econômicas nos centros urbanos e argumentou-se que a utilização da distribuição espacial dos empregos e da inovação são capazes de propiciar uma medida de complexidade mais ampla. Portanto, a complexidade econômica deve ser compreendida de maneira mais abrangente, como a partir da densidade de atividades complexas das regiões, permitindo uma alternativa ao uso restrito dos dados de exportações (BALLAND *et al.*, 2019).

Para contornar o problema da avaliação da complexidade regional, no âmbito dos Estados brasileiros, Freitas (2019) e Freitas *et al.* (2023) propõem a criação de indicadores de complexidade econômica semelhantes aos que utilizam dados de exportações, entretanto, substituindo estes últimos por dados desagregados relativos ao emprego formal, os quais, no Brasil, podem ser obtidos a partir da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), calculando a Vantagem Comparativa Revelada de cada região em cada ano, utilizando a massa salarial e, posteriormente, aplicando o mesmo procedimento proposto por Hidalgo e Hausmann (2009) e Hausmann *et al.* (2014).

Do exposto, fica evidente a forte interação que a literatura atribui a relação entre a complexidade produtiva e o crescimento econômico, bem como a diferenciação entre os níveis de desenvolvimento dos países. Hidalgo e Hausmann (2009) e Hausmann *et al.* (2014) apontam que os níveis de complexidade refletem a estrutura produtiva dos países. A estrutura produtiva de um país constitui-se na dinâmica de como os diversos fatores, tais quais o trabalho, o capital e os setores econômicos, interagem entre si, o que resulta em padrões distintos de distribuição de recursos.

Na visão de Kuznets (1955), por exemplo, a desigualdade de renda de um país seria alterada à medida em que ocorressem mudanças na estrutura produtiva. Para Kuznets (1955), em um primeiro momento, à medida que um país se industrializa, a desigualdade segue uma tendência de aumento, isso porque os setores que dão vazão ao processo de industrialização inicialmente estão ligados a indústria pesada, a qual propicia altos rendimentos para aqueles que detém o capital ou habilidades específicas, não permitindo que os trabalhadores de menor qualificação sejam também beneficiados.

A virada de chave na desigualdade de renda, segundo Kuznets (1955), ocorre quando há um aprofundamento do desenvolvimento e da diversificação da economia, momento a partir do qual a desigualdade de renda tenderia a reduzir-se. Esse processo de contração da desigualdade é ocasionado pela expansão dos outros setores econômicos, tais quais os setores de tecnologia, educação e de serviços, dinâmica que surge na esteira da diversificação econômica.

Desse modo, o maior dinamismo se associaria a uma expansão das oportunidades de emprego com maiores remunerações, dentre os quais seriam abrangidos, tanto trabalhadores de elevada qualificação, quanto aqueles de média e baixa. Ademais, o próprio processo de desenvolvimento econômico possibilitaria uma ampliação do acesso à educação, o que permitiria uma ampliação da qualificação de trabalhadores, os quais tornar-se-iam aptos a melhores empregos com melhores remunerações (KUZNETS, 1955).

Contudo, como alerta Hartmann *et al.* (2017), ao longo do século XX não existiam medidas robustas para aferir adequadamente a estrutura produtiva de um país, o que tornava difícil testar a hipótese aludida de que havia tal vínculo entre a estrutura produtiva e o processo de distribuição da renda. O surgimento da medida de complexidade econômica, contudo, fez ressurgir o ímpeto por buscar a comprovação da aludida hipótese.

No Atlas da Complexidade Econômica, Hausmann *et al.* (2014) já identificavam uma tendência de países com maiores níveis produtivos de complexificação, em possuírem uma distribuição de renda mais equitativa, em razão de serem detentores de setores que geram maior valor agregado e que oferecem empregos com maiores remunerações.

Essa relação também foi verificada por Felipe *et al.* (2012) que investigaram o impacto da complexidade no desenvolvimento econômico partindo do método das reflexões proposto por Hidalgo e Hausmann (2009), utilizando dados de exportação. Felipe *et al.* (2012) tinham como objetivo identificar como os países possuidores de elevada capacidade produtiva e que, portanto, eram exportadores de produtos mais complexos, tendiam a se tornar mais desenvolvidos.

Os estudos de Felipe *et al.* (2012), além de constatar uma concentração de bens mais complexos em setores produtores de maquinários, produtos químicos e metais, bem como, de observar que aqueles bens menos complexos estão relacionados a setores fornecedores de matérias primas, como produtos agrícolas e têxteis, também constatou uma associação entre os países exportadores de bens complexos com maiores níveis de renda, ao mesmo tempo que

verificou que os países exportadores de bens mais primários e, portanto, menos complexos, tendem a apresentar menores níveis de renda.

Com efeito, há uma convergência para a compreensão de que economias que possuem estruturas mais complexas e mais diversificadas acabam possibilitando melhores oportunidades de emprego associando-se a uma elevação da produtividade, o que pode desencadear um processo de contração da desigualdade de renda no longo prazo (FELIPE *et al.*, 2012).

Há diversas maneiras pelas quais o tecido produtivo se relaciona, não apenas com o crescimento econômico, como também com o nível médio de distribuição da renda. Na visão de Hartmann *et al.* (2017), o portfólio de bens elaborados por uma economia ocasiona um condicionamento das escolhas profissionais, além de direcionar as oportunidades de aprendizagem, afetando o poder de negociação de trabalhadores e sindicatos.

Nessa perspectiva, Hartmann *et al.* (2017), utilizou estatísticas bivariadas para buscar testar a relação da complexidade econômica com a desigualdade de renda. Na sua análise, o autor comparou a relação bivariada do Índice de Complexidade Econômica (ICE) e do Índice de Gini (medida para a desigualdade de renda) com a relação bivariada do ICE e do PIB per capita, de maneira que tanto o ICE quando o PIB per capita apresentaram relação negativa com o Índice de Gini. Contudo, os testes estatísticos apresentaram uma predileção pela relação ICE-Gini, sendo a relação negativa entre as variáveis, considerada estável em todas as décadas avaliadas na pesquisa.

Hartmann *et al.* (2017) aplica regressões multivariadas para averiguar a relação entre a complexidade econômica e a desigualdade de renda, quando controlados outros fatores que afetam a desigualdade, como o capital humano e as instituições. Neste caso, o Índice de Complexidade Econômica também se apresentou como um fator mais significativo para explicar a desigualdade de renda. O autor conclui que o ICE explica uma parte relevante da desigualdade entre os países e, com base na técnica de efeitos fixos, verifica que a elevação do ICE ao longo do tempo está associada com a redução da desigualdade de renda dentro dos países.

Dessa forma, conclui-se que a complexidade econômica revela relações estruturais entre o desenvolvimento econômico e a desigualdade de renda, cujo rendimento per capita e a escolaridade média, por si, não dão conta de explicar. Os resultados sugerem uma forte e robusta correlação entre o Índice de Complexidade Econômica e a desigualdade de renda,

mesmo quando controlados outros fatores como instituições, educação e rendimentos (HARTMANN *et al.*, 2017).

Nessa perspectiva, Lee e Vu (2019), investigaram a relação entre a complexidade econômica e a desigualdade de renda, porém, diferente de Hartmann *et al* (2017), atribuem um papel mais relevante ao capital humano. Para além de buscar verificar se as economias mais complexas, que produzem bens mais sofisticados e diversificados realmente apresentam menores níveis de desigualdade, buscou-se também entender como os diferentes níveis de capital humano são capazes de impactar essa relação.

Identificou-se empiricamente que os países que apresentam maiores níveis de complexidade econômica mostram uma tendência de possuírem menores níveis de desigualdade, evidenciando a existência de uma relação negativa entre eles. Simultaneamente, o capital humano, por meio de investimentos em educação e desenvolvimento, parece potencializar o efeito da complexidade sobre a distribuição de renda (LEE e VU, 2019). Ademais, Lee e Vu (2019) mostram a ocorrência de efeitos distintos da educação secundária e terciária sobre a desigualdade, apontando, especificamente no caso da educação superior, que o seu impacto sobre a redução da desigualdade acontece de maneira mais intensa em economias consideradas complexas.

Assim, alinhados com os autores que ressaltam o papel da transformação da estrutura produtiva como mecanismo de alteração da distribuição de renda, como Kuznets (1955), Hidalgo e Hausman (2009), e Hartmann *et al.* (2017), Lee e Vu (2019) destacam que a complexidade das economias propicia a redução das disparidades de renda, porque alteram a estrutura produtiva, tornando-a mais diversificada, o que possibilita a geração de empregos nos setores de maior produtividade.

No entanto, a falta de investimentos em educação e qualificação pode limitar os benefícios gerados pela elevação da complexidade econômica, chegando até a aumentar a desigualdade de renda. Consequentemente, o efeito redutor da desigualdade é mais eficaz nos países que possuem um nível adequado de capital humano. (LEE e VU, 2019)

Em consonância com o apresentado por Kuznets (1955), contudo sem citar diretamente o papel industrial, Lee e Vu (2019) argumentam que uma elevação abrupta da complexidade pode ocasionar, inicialmente, um aumento da desigualdade, isso devido à crescente demanda por trabalhadores qualificados e em função das diversas mudanças estruturais no mercado de trabalho.

Nesta perspectiva, os estudos de Chu e Hoang (2020) apresentam um contraponto instigante. Eles investigam como a complexidade econômica influencia na desigualdade de renda de distintos países, destacando o papel de fatores como a educação, os gastos governamentais e a abertura comercial. Chu e Hoang (2020) utilizaram dados de 88 países para o período compreendido entre 2002 e 2017 e, diferente do observado por outros autores, mostram uma relação significativa entre o aumento da complexidade econômica e o aumento da desigualdade de renda.

A associação mencionada pode ser intensificada ou atenuada de acordo com o nível dos demais fatores econômicos ou sociais. Desse modo, constata-se que fatores como gastos governamentais, a educação e a abertura comercial, quando implementados de maneira eficientes, podem contribuir para a redução da desigualdade, por outro lado, um ambiente em que interajam uma baixa educação e uma constricta abertura da economia, pode resultar em uma elevação da desigualdade quando se promove aumentos da complexidade (CHU e HOANG, 2020).

Assim, o desenvolvimento de uma economia mais complexa seria um processo de longo prazo que demanda elevado custo, podendo conduzir a um aumento inicial da desigualdade à medida que o investimento em novas capacidades pelos países se elevam (CHU e HOANG, 2020), assemelhando-se ao que tem sido apontado por outros autores como Kuznets (1955) e, mais recentemente, por Lee e Vu (2019).

Portanto, Chu e Hoang (2020) observam que, apesar de economias complexas possuírem um potencial para a redução das desigualdades, com a criação de empregos e o fortalecimento de setores mais sofisticados, a efetivação desse processo depende do contexto em que cada país está inserido.

Assim, a complexidade, o crescimento e a distribuição de renda são temas sensíveis, inseridos em um cenário de pesquisa ainda sem consenso sobre as *nuances* que conectam essas características econômicas. Portanto, nesta revisão da literatura teórica, procurou-se destacar o papel da complexidade econômica tanto para o crescimento quanto para a desigualdade de renda.

Esta revisão da literatura abordou o conceito de complexidade econômica, apresentando a perspectiva de Hidalgo e Hausmann (2009), segundo a qual a capacidade produtiva de um país está relacionada à sofisticação e diversificação dos seus bens exportados. Além disso, foi possível compreender que economias com maiores níveis de

complexidade tendem a reduzir as disparidades de renda, como destacado por Hartmann et al. (2017).

Além disso, verificou-se que autores como Schumpeter (1942 [2017]) e Romer (1994) destacam o impacto do conhecimento e das inovações tecnológicas, considerando-os motores do crescimento. Por outro lado, processos econômicos como a destruição criadora, detalhada por Aghion e Howitt (1990), ressaltam a importância da implementação de políticas públicas equilibradas.

Por fim, esta revisão teórica demonstrou que estudos recentes sugerem a conveniência de utilizar outras variáveis adequadas para medir a complexidade, como a concentração industrial e a concentração do emprego. A adoção de novas variáveis, que não se limitem às exportações, pode oferecer uma visão mais abrangente, especialmente em análises regionalizadas, como aponta Balland et al. (2019).

Na próxima subseção, será apresentada uma revisão empírica sobre as perspectivas que trabalham a relação da complexidade econômica com a desigualdade sob a ótica regional, buscando também fazer uma conexão com resultados que dialoguem com outras variáveis, tais como o salário mínimo e a participação de empregos industriais que são objetos que compõem o exercício empírico proposto por esta pesquisa.

2.2 Revisão de Literatura Empírica

A revisão da empírica da literatura busca apresentar os métodos e discussões que, inicialmente teóricos, passaram a ser aplicados ou testados empiricamente. O mapeamento dos métodos empregados nessas abordagens é fundamental para orientar a escolha metodológica e fortalecer a justificativa do trabalho.

Nesse sentido, a subseção realizará uma revisão dos estudos que, ao utilizarem métodos qualitativos e quantitativos, oferecem uma interpretação mais precisa da relação entre a complexidade econômica e a desigualdade de renda, sobretudo para o caso da economia brasileira, por suas peculiaridades regionais.

Neste tópico, abordaremos a relação entre complexidade, crescimento e desenvolvimento. Em seguida, discutiremos as desigualdades regionais brasileiras à luz do padrão de especialização comercial e da complexidade econômica. Por fim, aprofundaremos a análise dos fatores que influenciam a desigualdade de renda, com especial destaque para a

complexificação da economia, sem deixar de levar em conta as outras variáveis de grande importância.

2.1.1 Complexidade, Crescimento e Desenvolvimento

A discussão e conceituação da complexidade tem se destacado como um ponto nevrálgico nas avaliações que buscam compreender o desenvolvimento econômico, além de se tornar um ponto de partida elementar para a compreensão de dinâmicas de crescimento de distintas regiões e economias. Desse modo, serão revisados estudos empíricos que exploram a relação entre a complexidade e o desenvolvimento em diferentes níveis geográficos, dando especial destaque às implicações no contexto brasileiro.

Para compreender melhor a relação entre complexidade e desenvolvimento econômico, muitos pesquisadores têm analisado a conexão entre esses aspectos e o crescimento regional, além de variáveis que indicam a proximidade produtiva.

Carvalho *et al.* (2022), por exemplo, realizam uma avaliação sobre a relação da complexidade econômica com o crescimento do PIB per capita dos municípios brasileiros, entre 2009 e 2019, fazendo uso das técnicas de *Propensity Score Matching* (PSM) e Diferenças-em-Diferenças (DID). O estudo desagregou – por meio dos desvios-padrão da variação no *ranking* da complexidade – dois grupos, com um deles contendo municípios que apresentaram aumento significativo da complexidade econômica (grupo tratado) e outro com os municípios sem aumento significativo (grupo de controle). Identificou-se que no grupo tratado, o aumento da complexidade econômica se associou a uma elevação do crescimento do PIB per capita, com variações entre 3,25% e 7,46%, de acordo com o ponto de corte de variação no *ranking* de complexidade, como definido pelos autores. Assim, os resultados reforçam a argumentação de que o avanço na estrutura produtiva está relacionada à promoção do crescimento econômico (CARVALHO *et al.*, 2022).

Em suma, os resultados encontrados pelos autores destacaram a relevância da elevação da complexidade como um fator propulsor do crescimento do PIB per capita dos municípios brasileiros, reforçando que o desenho de uma estrutura produtiva mais sofisticada está associado a taxas de crescimento mais elevadas. Contudo, Carvalho *et al.* (2022) não desagrega outros efeitos de ordem estrutural e espacial – para além da avaliação da complexidade econômica municipal – que podem afetar o crescimento.

Nesse sentido, Smolski, Ruffoni e Mascarini (2023) contribuem para essa discussão ao abordar como a complexidade e a proximidade das atividades produtivas (*relatedness*) impactam o ritmo de crescimento das microrregiões brasileiras. Para tanto, utilizam econometria espacial, com dados de emprego de 59 atividades econômicas das 558 microrregiões brasileiras, no período de 2002 a 2020. Os autores constataram que o aumento da complexidade econômica nas microrregiões tem um efeito positivo e significativo sobre o crescimento do PIB per capita local, de modo que a maior sofisticação produtiva está associada a uma melhoria substancial no desempenho dessas microrregiões. Além disso, observaram que a proximidade das atividades produtivas está positivamente correlacionada ao crescimento econômico local, indicando que atividades cognitivamente próximas tendem a se beneficiar no longo prazo, estimulando a criação de novas indústrias e o aumento da renda local.

Contudo, o efeito da complexidade econômica, assim como da proximidade de atividades, varia entre as grandes regiões do país. No Sul e Sudeste, onde o nível de complexidade econômica é estruturalmente mais elevado, observa-se um efeito positivo menos expressivo sobre o crescimento do PIB per capita em comparação com as regiões Norte e Centro-Oeste, onde o impacto é mais intenso. Assim, identifica-se que a complexidade econômica e a relação de proximidade entre as atividades (*relatedness*) mostram um potencial relevante no processo de redução das desigualdades regionais, por outro lado, os resultados encontrados por Smolski, Ruffoni e Mascarini (2023) também destacam a existência de obstáculos estruturais persistentes nas áreas menos desenvolvidas do Brasil, como é o caso do Norte e Nordeste.

Ribeiro e Almeida (2020) ampliam a discussão ao analisar o papel da complexidade econômica e da interdependência tecnológica na convergência de renda dos municípios brasileiros. Além disso, a abordagem dos autores oferece um contraponto interessante à discussão, pois é fundamentada em uma perspectiva neoclássica. Dessa forma, os autores buscam investigar a convergência de renda nos municípios brasileiros entre 2010 e 2015, partindo de um modelo neoclássico que incorpora a complexidade econômica e a interdependência tecnológica. Para tanto, utilizam a metodologia de econometria espacial e sugerem que o Índice de Complexidade Econômica funciona como um fator de produção que potencializa o capital humano. Além disso, o capital físico e as externalidades tecnológicas seriam determinantes do crescimento regional.

Os municípios brasileiros com menor renda per capita em 2010 experimentaram um crescimento mais acelerado, sugerindo uma convergência condicional. Ademais, as cidades com maior capacidade de diversificação e produção de itens de maior complexidade apresentaram um crescimento expressivo entre 2010 e 2015. Ribeiro e Almeida (2020) observaram que as cidades localizadas em áreas circundadas por municípios com menor complexidade econômica apresentaram uma maior tendência de crescimento, destacando a importância das externalidades regionais e do efeito transbordamento. Os autores explicam que esse fenômeno ocorre porque as cidades menos complexas se especializam em atividades menos sofisticadas, o que beneficia os municípios vizinhos com estruturas mais diversificadas e complexas. Assim, as cidades mais complexas podem absorver o conhecimento ou o capital humano das cidades vizinhas menos complexas, indicando um forte efeito transbordamento.

Essa perspectiva reforça a relevância da complexidade econômica como um determinante do crescimento regional, reforçando a tese de que políticas que atuam no sentido de promover diversificação econômica e inovação, são capazes de contribuir para a convergência de renda.

Os estudos supracitados são cruciais ao destacarem o impacto da complexidade econômica e da relação de proximidade produtiva sobre o crescimento e a convergência de renda em distintas escalas regionais. Não obstante, essas abordagens não esgotam a discussão, deixando questões em aberto, como a identificação de setores que pelo seu potencial podem ser promotores do crescimento econômico, tanto local quanto regional. Nesse sentido, o trabalho de Romero *et al.* (2022) – com a proposição de um método de classificação de atividades econômicas promissoras – traz uma contribuição inovadora e que complementa a discussão apresentada.

Romero *et al.* (2022) realizaram um trabalho com contribuições importantes para a literatura sobre complexidade econômica e desenvolvimento regional. Os autores utilizam dados dos municípios brasileiros e, inicialmente, procedem testes econométricos para relacionar a complexidade econômica regional ao PIB per capita e ao emprego formal per capita. Com efeito, calculam a complexidade com base nos dados de emprego seguindo a metodologia proposta por Hausmann *et al.* (2014).

Ademais, os autores propõem um novo método de classificação de atividades consideradas promissoras e preferíveis em termos de políticas de desenvolvimento regional, utilizando uma combinação de indicadores com pesos definidos pela Análise de Componentes

Principais (ACP). Os resultados indicam que esse método é eficaz para comparar regiões que apresentam elevação da complexidade econômica (ROMERO *et al.*, 2022).

A complexidade econômica apresentou uma correlação positiva tanto com o crescimento do PIB per capita quanto com o emprego formal per capita, sugerindo que os municípios mais complexos tendem a mostrar um dinamismo econômico mais intenso. Além disso, o método utilizado para classificar as atividades destacou setores com grande potencial de aumento da complexidade econômica e crescimento, como ocorreu em Belo Horizonte, onde os setores de máquinas, eletrônicos, veículos e químicos se destacaram. (ROMERO *et al.*, 2022).

Dessa forma, Romero *et al.* (2022) observam que, no caso de Belo Horizonte, ao promover a diversificação das atividades econômicas nos setores considerados promissores, a cidade seria capaz de incrementar significativamente sua complexidade econômica, resultando em um aumento do PIB per capita e da taxa de emprego formal. Os autores estimam um ganho potencial de até 35 pontos percentuais no número de empregos formais nas atividades promissoras, o que, portanto, confirmaria o impacto positivo da diversificação baseada na complexidade.

Os estudos sobre complexidade econômica, como o de Romero *et al.* (2022), destacam a relevância desse fenômeno para o desenvolvimento regional, mas também encontram respaldo na literatura internacional. A origem da abordagem da complexidade, ilustra como a diversificação setorial e a sofisticação produtiva são essenciais para superar a estagnação econômica. Nesse contexto, Zagato *et al.* (2023) aprofundam o conceito de 'armadilha da renda média' e propõem uma comparação entre países, enfatizando os desafios enfrentados por economias em diferentes estágios de desenvolvimento.

Dessa maneira, o trabalho de Zagato *et al.* (2023) investiga o papel da diversificação econômica na superação da 'armadilha da renda média'. Esse fenômeno ocorre quando economias em desenvolvimento não conseguem transitar de setores de baixo valor agregado para aqueles com maiores níveis de complexidade e sofisticação, o que impede um crescimento sustentável (ZAGATO *et al.*, 2023).

Os autores avaliaram a estrutura produtiva de 116 países entre 1970 e 2010 e observaram a grande dificuldade, por parte da maioria das economias, em transitar para setores mais produtivos e sofisticados. Zagato *et al.* (2023) destacam que o ganho de complexidade não ocorre de maneira linear, mas segue uma curva em formato de S, e

mostram que economias em estágios intermediários de complexidade enfrentam dificuldades para avançar para níveis mais altos.

Embora as economias de renda média enfrentem 'forças gravitacionais' que as mantêm atreladas à produção de bens de baixa complexidade, há a possibilidade de transição para produtos mais sofisticados por meio de políticas estratégicas e da criação de Sociedades de Aprendizado². Esses resultados reforçam a discussão sobre como o desenvolvimento econômico sustentável está intimamente relacionado à capacidade que as economias possuem de agregar valor e de gerar sofisticação das suas estruturas produtivas. A avaliação proposta por Zagato *et al.* (2023) mostra como tal evolução é um grande desafio para economias de renda média, as quais enfrentam enormes obstáculos estruturais para migrar de setores de baixa complexidade para setores de alta complexidade.

No caso do Brasil, a perspectiva apresentada por Zagato *et al.* (2023), abre espaço para discussões mais específicas sobre a competitividade e a complexidade econômica das exportações, abordagem que foi aprofundada por Pereira, Silva e Larruscaim (2023), os quais analisam a limitação de impactos do setores de alta complexidade sobre o crescimento econômico nacional, apontando que o país continua em uma situação semelhante à verificada em outras economia de renda média, tal qual descrito por Zagato (2023)

Pereira, Silva e Larruscaim (2023) procuram estabelecer uma relação entre a estrutura produtiva e a complexidade econômica das exportações para analisar o desenvolvimento econômico brasileiro. Nesse sentido, os autores fazem uso da abordagem da complexidade econômica e da matriz insumo-produto com o objetivo de avaliar a competitividade e os encadeamentos produtivos de bens exportados pelo Brasil.

Os resultados indicam que, embora o país tenha uma pauta de exportações diversificada, a maior parte das exportações ainda é composta por bens primários e de baixa complexidade, o que revela uma tendência do país em se especializar em produtos com pouco conteúdo tecnológico, sugerindo uma estrutura produtiva limitada. Com a análise dos setores-chave da economia brasileira de 2010 e 2015, Pereira, Silva e Larruscaim (2023) observaram que apenas alguns setores apresentam efeitos significativos sobre a cadeia produtiva, sendo quatro setores de *commodities*, dois tradicionais e dois setores difusores de tecnologia.

² Trata-se de um conceito de desenvolvimento econômico no qual o aprendizado de maneira contínua, bem como a inovação e a geração de novos conhecimentos, são requisitos centrais para o progresso e competitividade de uma economia.

Contudo, os bens mais complexos apresentaram menor encadeamento, o que limita seu impacto sobre o crescimento e o desenvolvimento econômico. Nesse sentido, Pereira, Silva e Larruscaim (2023) afirmam que a baixa complexidade dos bens exportados é uma barreira ao desenvolvimento econômico brasileiro, evidenciada por um padrão de especialização com poucos setores de alta complexidade. Assim, embora a dependência de produtos de menor complexidade e a ausência de setores difusores de tecnologia possam impulsionar o PIB, esse processo é estruturalmente frágil.

Dessa forma, os estudos apresentados nesta subseção reiteram a importância da complexidade econômica como impulsionadora do desenvolvimento e da convergência de renda, especialmente em contextos de desigualdades regionais. As evidências destacam o papel crucial de uma estrutura produtiva sofisticada e diversificada na promoção do crescimento e na indução da redução das desigualdades. Entretanto, a revisão empírica identificou grandes desafios persistentes, como a dependência externa do Brasil das exportações de produtos de baixa complexidade, além da 'armadilha da renda média'. Esses fatores demandam políticas públicas focadas na diversificação produtiva do país, bem como no fomento a setores com maior sofisticação tecnológica.

2.1.2 Complexidade Econômica e Desigualdade de Renda no Brasil

A desigualdade de renda continua a ser um obstáculo para o progresso social de economias emergentes, como é o caso da economia brasileira. Nos últimos anos, a academia tem se mostrado cada vez mais interessada na relação entre a desigualdade de renda e a complexidade econômica, que reflete a estrutura produtiva de um país. Além disso, fatores estruturantes como a política salarial e o mercado de trabalho — especialmente a distribuição de empregos industriais — têm atraído a atenção de pesquisadores que investigam esse tema.

Nesse sentido, esta parte da revisão de literatura tem como objetivo contribuir para o debate, abordando alguns dos diálogos mais recentes sobre os aspectos mencionados. Para tanto, começaremos com uma análise mais ampla sobre a conexão entre desigualdade de renda e complexidade econômica, e, em seguida, discutiremos outros fatores igualmente relevantes para o contexto dessa discussão.

Saia (2022) adotou uma abordagem abrangente para investigar a relação entre desigualdade de renda e complexidade econômica, com foco nos países da América Latina e do Caribe. A pesquisa abrangeu 16 países e o período de 2001 a 2017, utilizando um modelo

de painel dinâmico com o estimador GMM System. Além de analisar a conexão entre esses dois fatores, o autor também formulou a hipótese de que poderia existir uma causalidade reversa entre eles. O estudo observou uma correlação positiva entre o Índice de Complexidade Econômica e a desigualdade de renda, o que, conforme a interpretação de Saia (2022), contradiz a visão tradicional sobre a relação entre essas variáveis. No entanto, essa questão pode ser explicada por uma possível limitação educacional na região, que, em teoria, dificultaria a inserção da população de baixa renda nos setores de maior complexidade econômica, comprometendo sua capacidade de ofertar mão de obra nesses segmentos.

Dessa forma, pode-se concluir que a relação entre complexidade e desigualdade é influenciada por fatores como a educação, tal como apontado pelo autor. Nesse contexto, uma educação distribuída de maneira desigual resultaria em uma desigualdade de renda persistente, mesmo com o aumento da complexidade econômica ao longo do tempo (SAIA, 2022).

Diversos autores buscaram compreender mais a fundo a relação da complexidade econômica com a desigualdade de renda, entre os quais, Freitas, Souza e Lima (2024). Eles realizaram um estudo para os Estados brasileiros entre os anos de 2012 a 2021 usando a técnica de efeitos fixos, constatando uma correlação positiva estatisticamente significativa entre o Índice de Complexidade Econômica e a desigualdade de renda. Esta relação encontrada diverge da hipótese que atribui a complexidade um papel relevante para a redução da desigualdade.

Não obstante, Freitas, Souza e Lima (2024) atribuíram a divergência encontrada a uma diferenciação de estruturas ocupacionais e salariais que ocorreriam em regiões mais complexas. Acontece que a complexificação da economia, ao sofisticar alguns setores, estaria gerando demanda por uma mão de obra altamente específica e que demanda salários mais elevados, situação que beneficiaria uma parcela da população – aquela com maior qualificação profissional – propiciando melhores empregos e salários a este grupo, enquanto aqueles com as piores qualificações continuariam atrelados aos setores que oferecem uma menor remuneração.

Mas é importante destacar que a pesquisa também apontou uma divergência no comportamento dessa relação entre os Estados do Brasil, ou seja, eles notaram que a complexidade econômica atua de forma não linear sobre a desigualdade de renda e isso conduz à conclusão de que, a partir de um certo nível, o impacto da complexidade poderia ajudar para que a distribuição de renda acontecesse de modo mais equitativo. Além disso, é

importante destacar que Freitas, Souza e Lima (2024) também observaram em seu estudo que a abertura comercial da economia está correlacionada negativamente com a desigualdade, enquanto o capital humano apresenta uma correlação positiva. A correlação positiva encontrada para o capital humano pode ser, por sua vez, uma consequência da desigualdade no acesso à educação.

O período que Freitas, Souza e Lima (2024) avaliaram é demasiado curto e pode acabar resultando numa imprecisão da análise. Nessa linha, a pesquisa de Giomo *et al.* (2023) traz um alargamento do período e a inclusão de outras variáveis, reforçando a discussão crítica a respeito da temática. No estudo de Giomo *et al.* (2023) é feita uma tentativa de compreender o impacto que a complexidade tem sobre a desigualdade de renda observada nos Estados brasileiros. O trabalho se concentra nos anos de 2002 à 2019. Técnicas de econometria, tais quais painel de efeitos fixos e *Pooled Mean Group* (ARDL/PMG), foram utilizados na tentativa de entender essa relação, além de buscar compreender como outras variáveis, como o produto per capita, a escolaridade, a população e a participação de empregos industriais, agropecuários e também de serviços afetam a desigualdade.

Nesse sentido, constatou-se uma relação inversa entre o Índice de Complexidade Econômica e a desigualdade de renda, indicando que aumentos na complexidade econômica estão associados à redução da desigualdade. Observou-se também que a diminuição da participação dos empregos industriais contribuiu para o aumento da desigualdade. Além disso, concluiu-se que a participação do setor industrial teve um impacto mais significativo na redução da desigualdade de renda do que a complexidade econômica. Em suma, Giomo *et al.* (2023) põe em debate a questão da distribuição de empregos como um fenômeno importante para o entendimento da desigualdade de renda entre os estados brasileiros, dando especial destaque ao emprego industrial.

Rezende et al. (2023) desempenham um papel essencial no aprofundamento dessas observações. Em sua pesquisa, foi realizada uma avaliação para compreender a interação entre a dinâmica do emprego formal e a complexidade econômica no contexto brasileiro. O estudo abrangeu o período de 2006 a 2020 e teve como objetivo entender como se comporta a estrutura de distribuição de empregos, considerando diferentes níveis de complexidade, classificados em escalas de baixa, média e alta intensidade.

Rezende et al. (2023) observam que, embora haja um aumento absoluto no número de empregos de alta e média complexidade, isso não parece ter provocado uma mudança significativa na composição geral do mercado de trabalho. Essa constatação nos leva a

concluir que, na economia brasileira, ainda persistem empregos caracterizados por baixa complexidade e menores remunerações, o que representa um desafio para a redução da desigualdade de renda.

Entre 2006 e 2020, observou-se uma concentração de empregos em setores como o varejo e a administração pública, os quais, em geral, demandam mão de obra menos qualificada ou possuem uma capacidade reduzida de impactar a produtividade econômica – ou ambos, de forma mutuamente reforçada – afetando o potencial de distribuição de renda. Além disso, como destacam Rezende et al. (2023), as regiões Sul e Sudeste são as que concentram os empregos de média e alta complexidade, o que, por sua vez, contribui para a perpetuação das desigualdades regionais, criando áreas de periferia econômica no país, como ocorre no Norte e no Nordeste.

O debate posto não se limita ao entendimento da distribuição do emprego, cujas origens são ainda mais profundas, envolvendo a estrutura da política salarial do país. Nesse contexto, o diálogo acadêmico sobre o salário mínimo permite uma visão mais ampla da questão. Há algum tempo, diversos autores defendem o papel relevante do salário mínimo na transformação estrutural da desigualdade de renda no Brasil.

Souza (2024) analisou o período entre 2003 e 2010, buscando compreender mais a fundo os efeitos da política de valorização do salário mínimo sobre a estrutura de distribuição de renda no país. O autor mostra que a elevação do salário mínimo real – em conjunto com outros fatores, como a ampliação do Programa Bolsa Família e dos Benefícios de Prestação Continuada – foi um aspecto fundamental no processo de redução do Índice de Gini ao longo do período pesquisado. O reajuste do salário mínimo repondo a depreciação inflacionária do período e adicionando ganho real – tendo como base a produtividade, ou seja, o crescimento do produto da economia – teria fomentando o processo de crescimento econômico a partir da ampliação do consumo das famílias, o que estimulou a demanda agregada.

Ainda assim, o estudo alerta para uma limitação dessas políticas, pois também se observou um processo de concentração de renda entre o 1% mais rico, apesar da redução da desigualdade. Além da política de reajuste do salário mínimo em termos reais, a ampliação do emprego formal entre 2003 e 2010 foi identificada como mais um fator que contribuiu para a redução da desigualdade de renda, pois ajudou a uniformizar a dispersão salarial entre as diversas camadas sociais (SOUZA, 2024).

Partindo dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), Saboia (2007) também conduziu um estudo que buscou entender a conexão entre o salário mínimo e

a distribuição de renda no Brasil, utilizando como referência o período de 1995 a 2005. Nas simulações realizadas, o estudo apontou que a elevação do salário mínimo real contribuiu para o avanço na distribuição de renda, sendo responsável por 64% da redução no Índice de Gini entre 1995 e 2005.

O estudo revelou que as alterações no salário mínimo provocaram mudanças tanto no setor formal quanto no informal. No entanto, foi observado que, à medida que o salário mínimo cresce, o impacto sobre o processo de redistribuição da renda diminui, tornando-se mais benéfico para aqueles que já estão em faixas de renda mais elevadas. Assim, Saboia (2007) conclui que, embora o salário mínimo tenha um efeito positivo sobre a distribuição de renda, ele questiona se essa deve ser a única política efetiva nesse aspecto. O autor aponta as transferências de renda como uma alternativa mais eficaz, com um impacto direto e mais imediato na redução da pobreza.

Silva (2022), ao tentar compreender a dinâmica do emprego formal e da distribuição de rendimentos na economia brasileira entre 2005 e 2013, observa que a valorização do salário mínimo desempenha um papel importante na elevação da renda média. No entanto, o autor destaca que esse fator, por si só, não foi suficiente para promover uma distribuição mais equitativa dos rendimentos do trabalho. Isso se deve ao fato de que a maioria dos setores da economia que experimentaram crescimento no emprego formal o fizeram de maneira concentrada em faixas de rendimento muito baixas, como a faixa dos que ganham entre 1,01 e 4 salários mínimos.

Quanto ao setor industrial, que, em teoria, deveria oferecer empregos com melhores remunerações devido à maior qualificação exigida, Silva (2022) observou que, embora tenha havido crescimento absoluto no número de empregos, o setor apresentou uma concentração nas menores faixas de remuneração. O autor destaca que, em 2013, 80% do trabalho formal ligado à indústria de transformação estava vinculado à faixa de remuneração entre 1,01 e 4,00 salários mínimos. Isso reflete a estrutura produtiva brasileira, que parece estar fortemente voltada para atividades de baixa complexidade. Tal situação pode ser explicada pela escassa ação pública para fomentar a produção industrial de maior complexidade, o que, por sua vez, resulta em um baixo impacto das movimentações do emprego industrial sobre a distribuição de rendimentos.

Lencioni (2006) realizou uma investigação sobre a distribuição dos empregos industriais no Brasil entre 1990 e 2009, com especial atenção às regiões metropolitanas. O estudo revelou que, ao longo do país, ocorreu um processo de redistribuição dos empregos

industriais, com a região Sudeste concentrando empregos nas atividades de maior teor tecnológico e intensivas em conhecimento industrial. Esse processo de concentração no Sudeste se deu, em grande parte, na região metropolitana de São Paulo. O autor também chegou à conclusão de que o movimento industrial para dentro dos estados e em direção a regiões mais periféricas não é uma condição efetiva para a geração de uma melhor e mais uniforme condição salarial. Nesse sentido, destaca-se o caso de São Paulo, que possui uma estrutura econômica mais robusta e parece possuir uma proporção um pouco maior de trabalhadores que recebem mais de três salários mínimos, ao contrário do que acontece em outras regiões que costumam concentrar empregos de mais baixa remuneração.

O trabalho desenvolvido por Couto, Brito e Silva (2021) investiga de maneira mais ampla os fenômenos importantes na compreensão do processo de distribuição da renda, dando ênfase para a profunda conexão existente entre pobreza e desigualdade de renda, a qual tem como pano de fundo o crescimento econômico. O estudo procede uma análise para os anos de 2012 a 2019, aplica a técnica de dados em painel e faz uso da base de dados da PNAD. Além do Índice de Gini, incorporaram variáveis como a escolaridade média, renda média per capita e o índice de formalidade. Como resultado, os autores acabam constatando um efeito bastante relevante da escolaridade sobre a pobreza, sendo observado que uma elevação da escolaridade média na população com 25 anos ou mais desencadeia uma contração da pobreza na ordem de 2,8% para cada ano a mais de estudo. A *proxy* utilizada para o crescimento – a renda domiciliar per capita – também revelou um efeito negativo sobre a pobreza, enquanto a informalidade se coloca como promotor da elevação desta.

Outro ponto significativo destacado por Couto Brito e Silva (2021) diz respeito à interação entre desigualdade de renda — medida pelo Índice de Gini — e pobreza. Os autores enfatizam que o aumento da desigualdade de renda está relacionado ao crescimento da pobreza e, com base em suas estimativas, apontam que uma elevação de 1% na desigualdade resulta em um aumento de 1,65% na pobreza. Em relação às disparidades regionais, o Norte e o Nordeste do país são as regiões que concentram os maiores níveis de pobreza, desigualdade de renda e informalidade, além de apresentarem índices de escolaridade mais baixos.

A análise apresentada nesta seção revela a profundidade do debate sobre desigualdade de renda e seus fatores estruturantes. Embora autores como Giomo et al. (2023) argumentem que o aumento do Índice de Complexidade Econômica é crucial para reduzir a desigualdade, Freitas, Souza e Lima (2024) apontam que essa relação não é linear e pode variar regional e setorialmente. A composição do mercado de trabalho também é central, com o emprego

formal e o setor industrial enfrentando dificuldades na redução das desigualdades, conforme observado por Silva (2022) e Rezende et al. (2023). Por outro lado, políticas de valorização do salário mínimo mostram alguma eficácia no processo redistributivo, embora limitada, como destacam Saboia (2007) e Souza (2024). Dessa forma, permanecem lacunas na compreensão do comportamento não linear da desigualdade e dos reais efeitos desses fatores na sua redução.

2.1.3 A Desigualdade Regional Brasileira Sob a Ótica do Setor Exportador

O problema da desigualdade regional brasileira é um fenômeno persistente ao longo da história do país, tendo como marcas a profunda concentração econômica e tecnológica nas regiões Sudeste e Sul do Brasil. Muitos são os estudos que têm buscado entender as origens e caminhos para a superação dessas disparidades. Fatores como a pauta exportadora e a sua especialização, bem como o impacto das *commodities* e da complexidade econômica, tem sido foco de análise em diversas pesquisas que buscam investigar o fenômeno. Dessa forma, nesta subseção, serão abordadas diferentes visões de como os fatores mencionados estão associados a perpetuação de desigualdades regionais, bem como suas implicações para o crescimento econômico sustentado.

Compreender a desigualdade regional brasileira e a sua relação com a complexidade econômica não é trivial. Nessa perspectiva, Ahuaji Filho e Raiher (2018), realizam um trabalho que objetiva identificar qual o impacto das exportações, levando em conta uma abordagem segmentada por níveis tecnológicos, sobre o crescimento dos Estados brasileiros. Para isso, usam um recorte temporal que vai de 1989 até 2011. Os autores observam que a partir da Nova República³, houve uma estabilização macroeconômica do país, a qual se deu em consonância com a abertura econômica. Nesse período, a confiança internacional aumentou, contribuindo para o crescimento das exportações e a inserção internacional do país.

No entanto, Ahuaji Filho e Raiher (2018) chamam a atenção para o fato de que, internamente, a inserção se deu de maneira não homogênea, com apenas treze, dos vinte e sete Estados, respondendo por 96% das exportações brasileiras entre 2009 e 2012. Destacam ainda que São Paulo, sozinha, foi responsável por um quarto das exportações neste período. Assim, concluem que grande parte das regiões brasileiras praticamente não agregam valor a suas produções, sob o ponto de vista da industrialização, sendo o Sul e Sudeste as únicas regiões

³ A Nova República refere-se ao período da história brasileira, iniciado em 15 de março de 1985, a partir do qual os civis recuperaram o controle do Governo Federal, após mais de 20 anos do Regime Militar.

que avançam na comercialização de produtos industrializados, que estão ligados a maior intensidade tecnológica.

Freitas e Paiva (2015) utilizaram a metodologia *product space* para avaliar a sofisticação das exportações brasileiras entre 2002 e 2014, buscando também verificar a existência de autocorrelação espacial na sofisticação das exportações ao nível municipal nesse período. Os autores apresentam dados que confirmam discussões precedentes na literatura econômica que dão conta de um movimento de baixo crescimento da economia brasileira, com redução da participação industrial nas exportações e uma concentração em *commodities*.

O valor exportado pelas regiões brasileiras aumentou no período de 2002 a 2014, segundo Freitas e Paiva (2015). A partir dessa constatação, os autores destacam o crescimento das regiões Norte e Centro-Oeste, com elevação das exportações e da renda per capita. Embora os efeitos positivos desempenhem um papel relevante na redução das desigualdades regionais, esse movimento ainda é insuficiente, uma vez que as regiões Sul e Sudeste mantiveram a hegemonia nas exportações do país, concentrando 77% delas. Além disso, como o crescimento das exportações foi impulsionado principalmente pelas *commodities* e não pelo aumento de produtos complexos, apesar do crescimento da renda per capita, isso não se traduziu em avanços significativos na qualidade de vida.

Para Freitas e Paiva (2015), quando se leva em consideração a complexidade econômica, não há evidências de que tenha ocorrido uma redução da desigualdade regional brasileira entre 2002 e 2014. Os autores chegam a esta conclusão avaliando a evolução da complexidade econômica das exportações distribuídas espacialmente, considerando a diversificação e sofisticação dos produtos. Na verdade, observou-se uma concentração de diversidade e sofisticação nas regiões Sul e Sudeste, além de uma concentração na indústria, especialmente nos setores automobilístico e aeroespacial. Em relação à agregação de complexidade econômica às exportações em nível municipal, constata-se que isso ocorreu principalmente devido a esses setores.

Godoi (2022) buscou fazer uma mensuração e análise das mesorregiões brasileiras sob o prisma da complexidade econômica. Nesse sentido, avaliou o fluxo de comércio das mesorregiões com o exterior, calculando a Vantagem Comparativa Revelada (RCA) e o Índice de Complexidade Econômica (ICE), aplicando na sequência a ponderação do índice de complexidade de produtos. O autor identifica que há uma discrepância entre a complexidade de produtos exportados e importados, sendo os primeiros, predominantemente menos complexos quando comparados aos produtos importados.

Ademais, Godoi (2022) identificou uma elevada desigualdade regional na produção e exportação de bens mais sofisticados. Observou-se que os produtos complexos eram exportados principalmente pelas regiões costeiras, enquanto os produtos de menor complexidade estavam mais presentes nas regiões do interior do país. No entanto, esse padrão se inverteu ao considerar a complexidade dos produtos importados, o que reforça a desigualdade regional. Além disso, foi verificada uma relação positiva entre o produto da economia e a complexidade na indústria, enquanto, na agropecuária, com uma quantidade reduzida de produtos complexos, essa relação foi negativa.

Teixeira et al. (2019), ao analisar os níveis de intensidade tecnológica, buscam explicar a especialização da pauta exportadora dos estados brasileiros entre 1998 e 2014, correlacionando-a com efeitos positivos ou negativos sobre a renda. Com base em testes econométricos, os autores identificaram que os setores de média e alta intensidade tecnológica apresentaram uma relação positiva com a renda. No entanto, ao considerar os efeitos espaciais na especialização das exportações, verificou-se que apenas os setores de alta intensidade tecnológica mantiveram uma relação positiva com a renda nos anos de 1998 e 2014. Já os demais setores mostraram uma relação negativa em 2014. O estudo também revelou que os setores de baixa tecnologia ou produtos não industriais possuem um padrão de especialização negativamente correlacionado com a especialização dos outros setores.

Nesse sentido, Teixeira *et al.* (2019) apontam que, os Estados brasileiros, além de possuírem uma renda muito baixa, também produzem majoritariamente bens de baixo valor agregado. Mesmo assim, o estudo destaca que os Estados de São Paulo, Santa Catarina e Pernambuco possuem especializações importantes nos setores de alta tecnologia. Por meio de um diagrama de dispersão, Teixeira *et al.* (2019) verificam que há uma autocorrelação dos setores de maior intensidade tecnológica, implicando que o aumento de especialização em um deles tende a influenciar no aumento dos demais. Esse efeito, contudo, não foi verificado para os setores de baixa intensidade tecnológica.

Soares (2022), partindo da concepção da complexidade econômica, realizou um estudo que analisou a estrutura produtiva de Santa Catarina para verificar o processo de desigualdade de renda ocorrido no período compreendido entre 2000 e 2018, procurando relacionar o Índice de Gini, bem como o Índice Gini do Produto, com a complexidade das exportações oriundas de mesorregiões do Estado de Santa Catarina. O autor aponta que houve uma relação entre a estagnação ou a redução da complexidade econômica com a redução da desigualdade nas mesorregiões do estado catarinense, identificando, portanto, um contrassenso teórico. O

resultado pode estar relacionado a um tipo de redução de desigualdade de renda que não ocorre em paralelo a melhoria da qualidade de vida de modo estrutural. Nesse sentido, a desigualdade pode ter sido reduzida por fatores que são externos e temporários, como as políticas sociais e de crédito, sem que houvesse uma alteração estrutural da renda ou da complexidade econômica. Dessa forma, isso refletiria apenas uma elevação pontual da renda, a qual não é positiva para o crescimento e desenvolvimento de longo prazo.

Soares (2022) destaca que, embora a economia de Santa Catarina produza bens mais complexos, esses bens são pouco presentes na pauta exportadora do estado. Pelo contrário, o autor observa que os produtos exportados são predominantemente bens ubíquos. Segundo o autor, essa característica da pauta exportadora, concentrada em produtos menos diversificados, contribui de forma limitada para a redução da desigualdade de renda no longo prazo. Sobre o contrassenso da redução da complexidade com a redução da desigualdade de renda, Soares afirma que pode estar vinculado ao ciclo das *commodities*, as quais tiveram ampla influência sobre o crescimento brasileiro ao longo da primeira década do século XXI. O autor constata que a partir de 2013, quando houve um arrefecimento do *boom* das *commodities*, a economia catarinense seguiu um processo de retração da complexidade econômica, mas diferente do verificado na década anterior, a desigualdade de renda seguiu por um caminho oposto, ou seja, elevando-se. Portanto, isso reforça a argumentação de que a contração da desigualdade em uma economia pouco complexa não é, necessariamente, um reflexo de alterações estruturais, mas pode estar atrelada a elevações conjunturais da renda.

Silva (2021), que avaliou o impacto do *boom* das *commodities* sobre a complexidade econômica e a estrutura produtiva dos Estados brasileiros, aponta que a elevação da participação das *commodities* nas exportações, ante bens com maior intensidade tecnológica, pode ter sido causa de prejuízo ao desenvolvimento de longo prazo dos estados brasileiros. Assim, o autor concorda com Soares (2022), no sentido de que a baixa complexidade econômica, com a concentração na exportação de itens de menor valor agregado, não promove o desenvolvimento sustentado e redução estrutural da desigualdade.

Em suma, a literatura sobre desigualdade regional no Brasil aponta para a existência de um padrão, no qual há a ocorrência de concentração de setores mais complexos nas regiões Sul e Sudeste do país, o que limita o desenvolvimento das demais regiões. Contudo, em que pese iniciativas e variações do crescimento das exportações de regiões, tais quais o Norte e o Centro-Oeste, os ganhos verificados mostram-se insuficientes no processo de contração das desigualdades regionais. Portanto, a desconcentração da produção e o fomento a setores que

contribuem com maior valor agregado nas regiões de menor desenvolvimento, são elementos essenciais na promoção de um crescimento equilibrado e sustentável, como sugerem os estudos analisados.

3 CRESCIMENTO, COMPLEXIDADE ECONÔMICA E ESTRUTURA DE DISTRIBUIÇÃO DE RENDA DAS UNIDADES DA FEDERAÇÃO ENTRE 2003-2021

Os Estados brasileiros possuem, desde a sua origem, uma estrutura produtiva bastante heterogênea. O Brasil se desenvolveu a partir de ciclos econômicos que impactaram de maneira desigual os distintos espaços geográficos do território. Furtado (1959 [2020]) destaca três grandes ciclos antes do processo tardio da industrialização brasileira, quais sejam, os ciclos seculares do açúcar, do ouro e do café, sendo os dois últimos ocorridos em um espaço geográfico bastante próximo (Minas Gerais e São Paulo). Com efeito, torna-se possível constatar que todos os ciclos pelos quais passou o país foram moldados em atividades econômicas voltadas para a exportação, contudo, baseadas predominantemente em uma produção de natureza primária.

A forma sob a qual foi edificada a economia brasileira dá a base para padrões de crescimento e desenvolvimento persistentemente heterogêneos, sob os quais emergem regiões que concentram grandes contingentes populacionais e bolsões de pobreza, que dificultam a homogeneização do crescimento e atrapalham o avanço em direção a um novo padrão de crescimento capaz de contemplar uma distribuição de renda mais justa.

Gala (2017) aponta que a visão estruturalista destaca a industrialização como um processo através do qual é possível conduzir-se um processo de mudança estrutural que está, também, atrelado a uma sofisticação produtiva. Nessa perspectiva, é necessário um deslocamento produtivo de setores menos produtivos para os mais produtivos, em que predomine retornos crescentes de escala. Esse movimento seria possível apenas com a intensificação do processo de industrialização, elemento essencial para reduzir a pobreza de um país e impulsionar uma dinâmica sustentável de desenvolvimento.

A mudança estrutural é crucial para viabilizar o crescimento e desenvolvimento de um país, região ou localidade. No caso dos Estados brasileiros, dadas as características de formação histórica e a inação sobre a alteração de tais padrões, consolida-se uma estrutura produtiva persistentemente concentrada e muito desigual em termos de distribuição dos recursos. Assim, nesta seção, pretende-se fazer uma caracterização da estrutura produtiva, sem abandonar a perspectiva da relevância de sua alteração. Assim, serão discutidos os aspectos relacionados à dinâmica econômica dos Estados brasileiros.

Do exposto, inicialmente, traz-se a discussão sobre as exportações e o crescimento dos Estados brasileiros, por ser essencial para a compreensão da complexidade econômica destas

regiões. Dado que o crescimento é condição necessária para a distribuição de renda, o estudo abordará aspectos mais relacionados a essa temática, como a geração de empregos e renda no país.

3.1 Caracterização do Produto e das Exportações dos Estados Brasileiros e do Distrito Federal

Os Estados brasileiros, ao longo do período analisado (2003-2021), apresentaram comportamentos bastante diversos em termos de crescimento. Em 2003, o Brasil teve uma das Unidades da Federação (UF) com taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) a preços de mercado⁴ em -5,70% (Amapá) – ou seja, em um processo econômico depressivo – enquanto outros Estados tiveram crescimentos elevados, como é o caso do Mato Grosso, que cresceu 21,3% apenas naquele ano (IPEADATA, 2024).

As elevadas taxas de crescimento de alguns Estados, nem sempre refletem um alto dinamismo econômico, uma vez que algumas dessas regiões – além de possuírem economias relativamente pequenas – em muitos casos possuem como base a produção de *commodities*, estando sujeitas a alterações percentuais significativas diante de qualquer perturbação da economia global, como é o caso do próprio Mato Grosso que em 2003 – apesar do intenso crescimento percentual do PIB – não estava entre as maiores economias do país (IPEADATA, 2024).

Com base nos dados do IPEADATA (2024), é possível constatar que em 2003 o Mato Grosso possuía um PIB inferior a 50 bilhões e, em termos de ranqueamento, ocupava a 14ª posição dentre as 27 Unidades da Federação, atrás de Estados como Pará e Ceará, além do Distrito Federal (DF), o qual possui uma circunscrição geográfica bastante limitada (IPEADATA, 2023). Esses dados indicam a grande variabilidade na intensidade do crescimento e no tamanho das economias que compõem o desempenho econômico brasileiro.

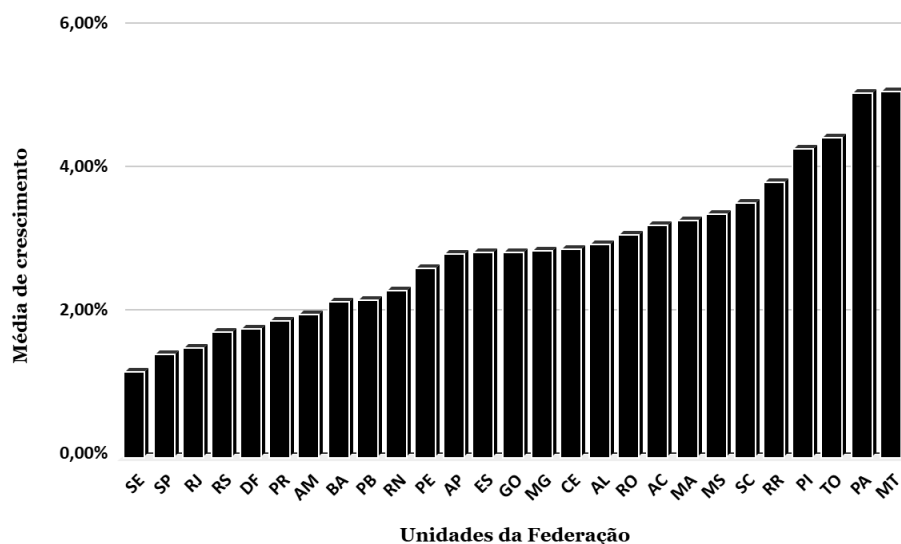
Ao calcular a taxa média de crescimento das UF⁵, contudo, foi possível notar que nenhum Estado, nem o DF, apresentaram um desempenho negativo quando comparado com todo o período avaliado (2003-2021). Inclusive o Amapá, que oscilou entre crescimentos e

⁴ Importa destacar que todos os dados de crescimento econômico apresentados para as Unidades da Federação nesta seção, são relativos ao PIB a preços de mercados deflacionados com base no ano de 2010

⁵ Esse procedimento foi feito seguindo a fórmula para o cálculo da taxa média de crescimento geométrico: Inicialmente, divide-se o PIB final pelo inicial, em seguida eleva-se o valor a uma fração de 1 sobre o ano final menos o ano inicial e, por fim, subtrai-se 1 e multiplica o resultado por 100.

decrescimentos no período de 2003 a 2021 e, apesar disso, teve um desempenho de 2,82% nesse período (Gráfico 01).

Gráfico 01 - Taxa Média de Crescimento das Unidades Federativas Brasileiras entre 2003 e 2021



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEADATA, 2024.

Estados como São Paulo (SP), Rio de Janeiro (RJ) e Rio Grande do Sul (RS), revelam taxas médias de crescimento bastante curtas, quando se compara a outros Estados do país, sugerindo que a robustez da economia, como pode ser percebido pelas Figuras 01 e 02, está associada a uma menor taxa de crescimento pela sua própria natureza, ou seja, em grandes economias, ainda que haja um grande crescimento em termos absolutos, quando relativizado, o percentual pode acabar revelando uma dimensão mais reduzida. Esses são Estados que geralmente apresentam bons resultados no *ranking* da complexidade econômica (DATAVIVA, 2024), assim, essas observações são compatíveis com destaques feitos por Hausman e Hidalgo:

Uma possível explicação para a conexão entre a complexidade econômica e o crescimento é que os países que estão abaixo da renda esperada de sua dotação de capacidade ainda precisam desenvolver todos os produtos viáveis com suas capacidades existentes. Podemos esperar que esses países sejam capazes de crescer mais rapidamente, em relação aos países que só podem crescer acumulando novas capacidades (2009, p. 10.575, tradução nossa).

Em outras palavras, os Estados com amplas taxas médias de crescimento, em geral, estão associados a uma condição de renda inferior à capacidade que lhe é atribuída, apontando

para um processo de convergência. Neste sentido, Amorim, Scalco e Braga (2008), que avaliaram esse processo sob a ótica do Modelo de Solow, afirmam o seguinte sobre a condição de convergência: “No modelo de Solow, surge da suposição de retornos decrescentes dos fatores de produção. [...] Assim, haveria tendência de os países pobres crescerem mais rapidamente e diminuir a diferença no nível de renda em relação aos países mais ricos” (2008, p. 360). Desse modo, economias como a do Amapá e do Mato Grosso, as quais possuem menor nível de diversificação e um PIB pequeno, apresentam uma tendência a taxas de crescimento mais elevadas, visto que ainda dispõem de vasto espaço para a consolidação das suas capacidades produtivas.

Nota-se ainda que dos sete Estados que compõem o Sul e Sudeste do Brasil, quatro deles apresentaram uma taxa média de crescimento inferior a 2% (São Paulo, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e Paraná), dos três Estados restantes (Espírito Santo, Minas Gerais e Santa Catarina), o único que superou a taxa média de 3% foi o Estado de Santa Catarina, que performou em 3,55% no período.

Com relação aos Estados do Norte e Nordeste, os únicos com taxa média inferior a 2% foram Sergipe e Amazonas. Das Unidades Federativas da região Centro Oeste, apenas o Distrito Federal apresentou performance inferior a esta marca, com um crescimento médio de 1,79%. Cabe um destaque para o Estado de Mato Grosso, que havia tido um crescimento de 21,3% em 2003, foi o Estado com o maior crescimento médio no período 2003-2021, com um percentual de 5,11%.

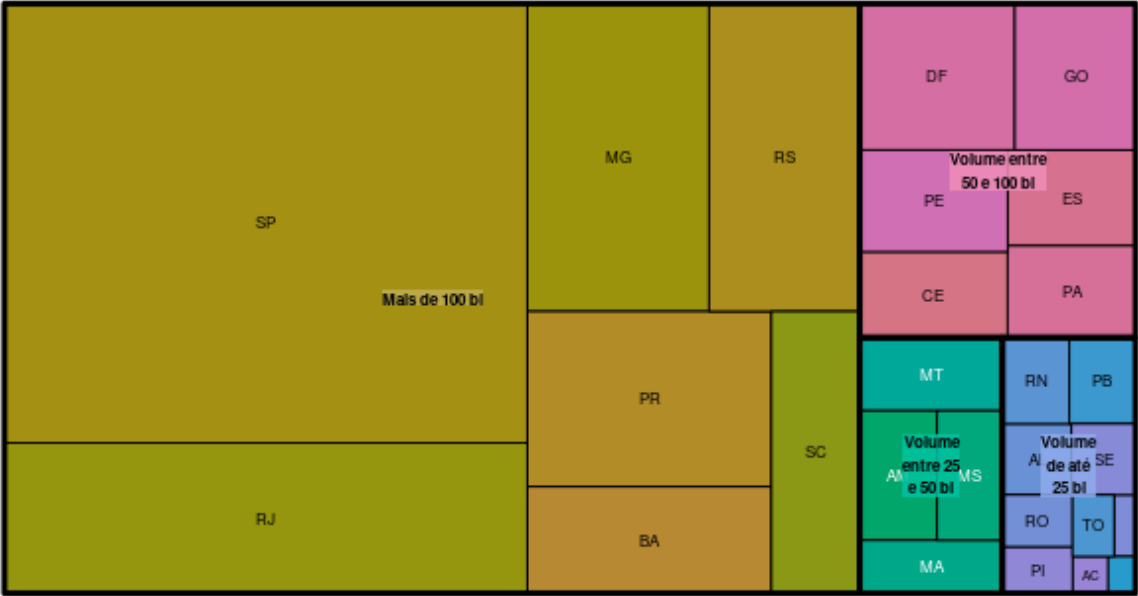
Dados do IPEADATA (2024) mostram que em 2021 as seis maiores economias do país – todas do Sul e Sudeste, excluindo-se apenas o Espírito Santo – respondiam por 67,5% do PIB do Brasil, Como representados na Figura 02. Estes, por sua vez, apresentavam uma porção do produto com montante superior a 200 bilhões. Porém, em 2003, o PIB representava 68% do verificado em 2021, isso porque o produto brasileiro cresceu a uma taxa média de 2,17% nesse intervalo.

Assim, como representado na Figura 01, em 2003, existiam sete UF no país com um PIB superior 100 bilhões⁶, incluindo a Bahia para além dos seis Estados do Sul e Sudeste tratados no parágrafo anterior. O Estado de Santa Catarina possuía um PIB inferior ao verificado para a Bahia no ano de 2003 (IPEADATA, 2024), mas o crescimento médio daquele Estado foi significativamente superior ao último, como revela o Gráfico 01, o que

⁶ Recorte mais apropriado para aquele ano, cujo volume global era demasiado inferior ao de 2021.

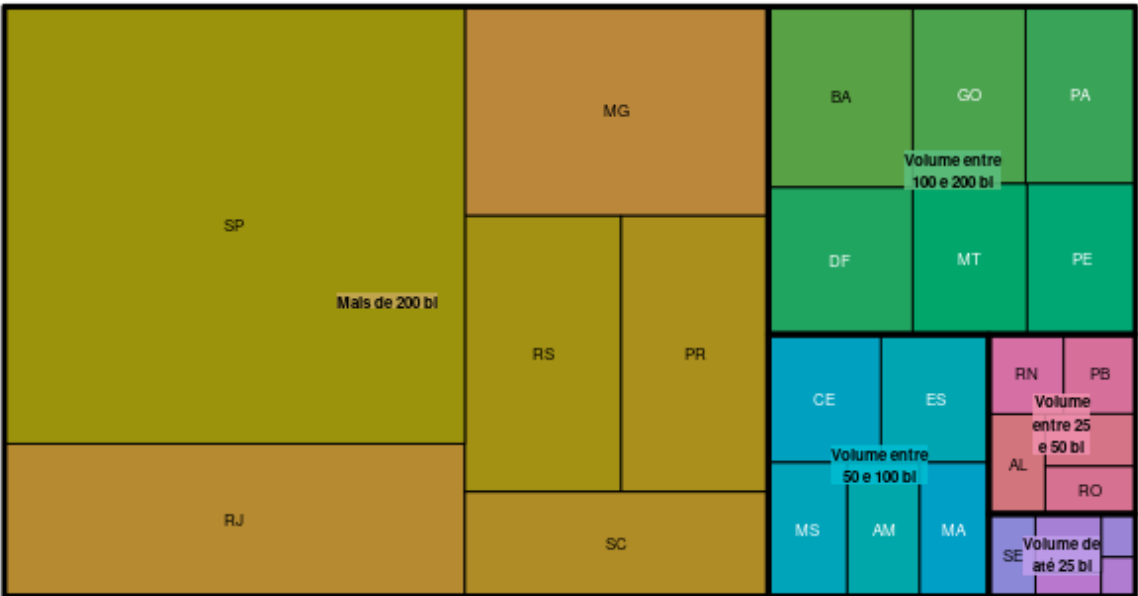
explica o distanciamento da Bahia, tanto em relação a Santa Catarina quanto aos maiores PIB do país.

Figura 01 – Treemaps representativo do PIB das Unidades Federativas (2003)



Nota: PIB a preços de 2010.
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEADATA, 2024.

Figura 02 – Treemaps representativo do PIB das Unidades Federativas (2021)



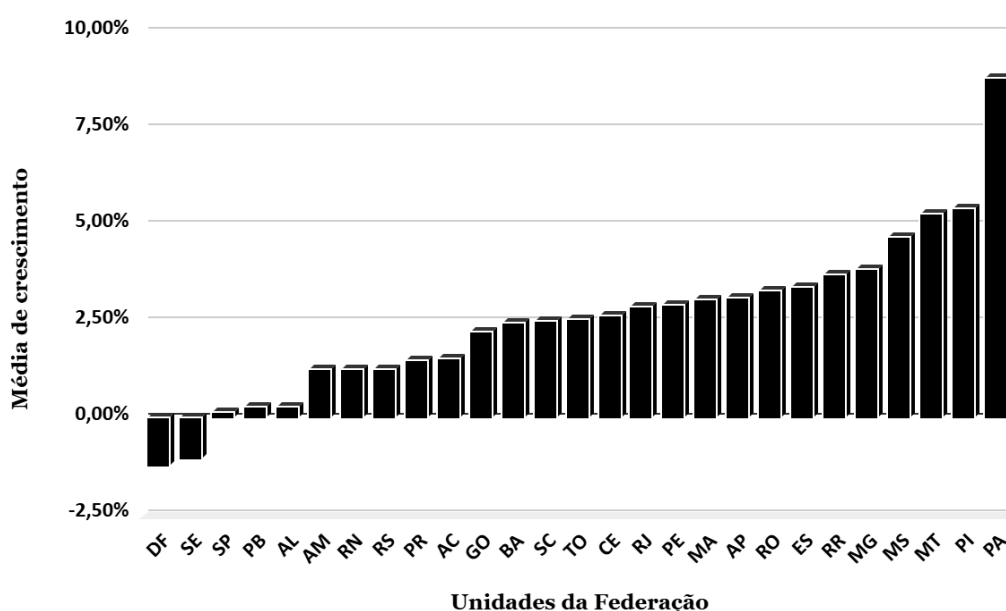
Nota: PIB a preços de 2010.
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEADATA, 2024.

Esses aspectos apontam para uma piora no cenário da desigualdade da produção nacional, visto que a distância entre o primeiro Estado, com maior PIB, e o último, aumentou

consideravelmente entre 2003 e 2021. Em ambas situações, São Paulo lidera como a maior economia brasileira, enquanto Roraima figura como a menor. Em 2003 a diferença entre São Paulo e Roraima era de aproximadamente 980,5 bilhões e, em 2021, todavia, essa diferença passou a ser de aproximadamente 1,26 trilhões (IPEADATA, 2024).

Isso sugere que – mesmo constatadas as razoáveis taxas médias com que cresceram algumas UF no período, como Roraima que cresceu 3,83% (Gráfico 01), portanto, acima da taxa média nacional – o avanço médio das economias estaduais não foi suficiente para promover uma convergência de renda mais eficiente, permanecendo discrepâncias abissais entre os Produtos Internos Brutos das distintas Unidades da Federação brasileira.

Gráfico 02 - Taxa de crescimento industrial das Unidades da Federação (2003-2021)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEADATA, 2024.

Quando se avalia a taxa média de crescimento do PIB associada às indústrias das Unidades da Federação⁷, nota-se uma discrepância em termos regionais, ou seja, o crescimento da indústria não parece seguir a mesma lógica de homogeneização regional verificada para o crescimento médio do PIB total. O Distrito Federal (DF), por exemplo, o qual apresentou um crescimento médio do PIB de 1,79% entre os anos 2003 a 2021 (Gráfico 01), revelou uma contração média da indústria ao longo do mesmo período (Gráfico 02). Da

⁷ Os dados do Produto Interno Bruto (PIB) relativos à indústria – excluídos os impostos líquidos sobre os produtos – indicam um valor gerado diretamente pelas seguintes atividades: Indústria de transformação, construção civil, extrativa mineral e energia.

mesma forma, Sergipe (SE) apresenta um baixo crescimento médio do PIB geral (Gráfico 01) e uma redução média do PIB industrial (Gráfico 02).

Das 27 Unidades da Federação, apenas 11 revelaram um crescimento médio da indústria superior ao crescimento médio dos seus PIB (Gráficos 01 e 02). Das seis maiores economias no ano de 2021 (Figura 02), apenas duas tiveram o crescimento médio da indústria superior ao crescimento do PIB – Minas Gerais (MG) e Rio de Janeiro (RJ). São Paulo, por exemplo, Estado com a maior participação na economia brasileira, não apenas teve um baixo crescimento médio do PIB (1,42%) – conforme representado no Gráfico 01 – como também apresentou um crescimento médio do produto industrial ainda mais reduzido, com uma performance de 0,15%, entre 2003 e 2021 (Gráfico 02).

Embora esse processo possa sugerir um resquício de desconcentração da produção industrial, também pode indicar um processo de estagnação da indústria nacional, considerando que quatro dos seis Estados com PIB superior a 200 bilhões em 2021 (Figura 02) cresceram os seus setores industriais num ritmo menor do que a sua produção global, mostrando a existência de alguma realocação da estrutura produtiva do país, direcionada a outros setores econômicos.

Quando se verifica o comportamento das exportações⁸ ao longo dos anos 2003 a 2021, nota-se que das seis maiores economias destacadas na Figura 02, cinco estão nas primeiras posições no que se refere ao total exportado no período avaliado (Tabela 01). Das economias com PIB superior a 200 bilhões (Figura 02), apenas Santa Catarina não compõe o *ranking* das seis que mais exportaram, mas ainda assim ocupa a 10ª posição.

A Tabela 01 chama a atenção para o fato de que 13, das 27 Unidades da Federação, foram responsáveis por quase a totalidade das exportações realizadas pelo Brasil entre 2003 e 2021, respondendo por 96,2% delas. Os 3,8% restantes foram exportados pelas Unidades Federativas do Norte e Nordeste do Brasil, com exceção do Distrito Federal, única UF com origem distinta destas duas regiões citadas.

Cabe ainda salientar que São Paulo foi o Estado que mais se destacou em termos de exportações, tendo sido responsável por 25,52% de toda exportação brasileira realizada no período (Tabela 01). A título de comparação, o volume exportado por São Paulo foi equivalente ao exportado pelo Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e Paraná juntos, os quais

⁸ Os cálculos relativos à participação das exportações foram realizados desconsiderando as seguintes categorias: Não declarada; reexportação; mercadoria nacionalizada; consumo de bordo e zona não declarada. Estas categorias não são atribuíveis a Unidades Federativas específicas e, além disso, acumulam um montante inexpressivo para a análise.

responderam por 26,06% das exportações no período. A segunda economia brasileira que mais exportou foi o Estado de Minas Gerais, o qual apresentou um percentual expressivo de 13% do total entre 2003 e 2021.

Tabela 01 - Participação das Unidades Federativas no Total Exportado Entre 2003 e 2021

UF	% Exportações por UF	
SP	25,52%	
MG	13,00%	
RJ	9,79%	
RS	8,48%	
PR	7,79%	
PA	6,77%	
MT	6,02%	96,20%
ES	4,40%	
BA	4,24%	
SC	4,11%	
GO	2,80%	
MS	1,90%	
MA	1,38%	
CE	0,78%	
PE	0,62%	
AM	0,55%	
RO	0,41%	
AL	0,36%	
TO	0,35%	
RN	0,18%	3,80%
PI	0,15%	
AP	0,14%	
PB	0,10%	
DF	0,09%	
SE	0,05%	
RR	0,03%	
AC	0,01%	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do ComexStat, 2024.

Tabela 02 - Participação das Unidades da Federação no Total Exportado Pelas Três Principais Categorias Econômicas (2003-2021)

UF	Bens de Capital	Bens Intermediários	Bens de Consumo
AC	0,00%	0,01%	0,00%
AL	0,02%	0,32%	0,03%
AP	0,00%	0,15%	0,01%
AM	0,02%	0,12%	0,45%
BA	0,00%	3,62%	0,46%
CE	0,00%	0,44%	0,39%
DF	0,00%	0,04%	0,05%
ES	0,01%	4,36%	0,12%
GO	0,03%	2,41%	0,71%
MA	0,00%	1,53%	0,01%
MT	0,00%	6,06%	0,72%
MS	0,00%	1,69%	0,45%
MG	0,34%	13,25%	1,03%
PA	0,05%	7,34%	0,23%
PB	0,00%	0,04%	0,07%
PR	0,53%	5,84%	2,20%
PE	0,06%	0,30%	0,23%
PI	0,00%	0,16%	0,01%
RJ	0,31%	2,01%	0,42%
RN	0,00%	0,04%	0,13%
RS	0,70%	6,56%	2,04%
RO	0,00%	0,23%	0,23%
RR	0,00%	0,02%	0,01%
SC	0,46%	2,55%	1,61%
SP	5,46%	14,44%	6,42%
SE	0,00%	0,01%	0,04%
TO	0,00%	0,31%	0,08%
TOTAL	8,00%	73,84%	18,16%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do ComexStat, 2024.

Na sequência, ao tentar compreender a participação das Unidades da Federação pela Classificação de Grandes Categoria Econômica (CGCE)⁹, notou-se uma predominância das atividades de exportação concentradas na categoria de bens intermediários¹⁰, a qual

⁹ Esta é a metodologia adotada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para a classificação de categorias econômicas (CGCE), a qual é possível a extração de informações em 3 níveis de desagregação. Neste caso, considerou-se o nível 1 de desagregação, o qual consiste nas seguintes categorias: Bens de capital, bens intermediários, bens de consumo, combustíveis e lubrificantes, além de uma rubrica para inconsistências, denominada de bens não especificados anteriormente.

¹⁰ Para calcular a participação das categorias econômicas, excluiu-se as seguintes rubricas da CGCE nível 1: Combustíveis e lubrificantes e bens não especificados anteriormente. Portanto, o valor referencial (100%) é a soma das seguintes atividades: Bens de capital, bens intermediários e bens de consumo.

representou 73,84% do total exportado pelas três categorias econômicas apresentadas na Tabela 02.

De acordo com a Tabela 02, das três categorias econômicas apresentadas, os bens de capital são os que possuem menor relevância na pauta exportadora brasileira, abrangendo uma quantidade exportada equivalente a 8% do total no período avaliado. Os bens de consumo, por outro lado, representaram uma parcela de 18,16% do total exportado pelas atividades ligadas aos bens de capital, intermediário e de consumo durante os anos 2003 a 2021.

Com relação aos bens de capital (Tabela 02), a maioria das Unidades da Federação revelaram um percentual de participação muito próximo de zero, apenas os Estados de Minas Gerais, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo auferiram uma participação no total exportado superior a 0,1%, figurando, mais uma vez, os Estados do Sul e Sudeste do Brasil, os quais também congregam os maiores PIB do país.

Já quando se avalia os bens intermediários e de consumo, há a ocorrência de uma distribuição relativamente equilibrada ao contrastar com os bens de consumo. Esse equilíbrio é relativo aos bens de capital, visto que se mantém disparidades profundas entre as UF, como no caso dos bens intermediários exportados, em que São Paulo concentrava 14,44% do total, ao mesmo tempo em que Estados como Acre, Roraima e Sergipe participaram com um percentual de 0,1% cada.

Desse modo, a análise desta subseção, reforça o caráter heterogêneo da economia brasileira, com Estados do Sul e Sudeste concentrando o maior volume de riqueza gerada no país, em detrimento do Norte, Nordeste e Centro Oeste. Paralelamente, constatou-se que as economias destas três regiões demonstraram uma tendência a taxas médias de crescimento mais altas, não por um grande dinamismo econômico, mas sim como resultado de uma base produtiva mais restrita e menos diversificada.

3.2 A Complexidade Econômica das Unidades Federativas Brasileiros

Como observado pela discussão precedente, fica evidente a enorme discrepância entre os Estados a partir da posição geográfica em que se encontram. As Unidades da Federação localizadas mais ao Sul do Brasil, tendem a apresentar condições econômicas mais auspiciosas do que a verificada para aquelas UF localizadas mais ao Norte. Essa condição guarda relação com o nível de complexidade econômica verificado para essas localidades.

O Índice de Complexidade Econômica Regional (ICE-R), disponibilizado pelo DataViva (2024) – plataforma gerenciada pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (CEDEPLAR-UFMG) – mostra que ao longo das duas primeiras décadas do século XXI, houve uma liderança absoluta do Estado de São Paulo, seguida predominantemente por outras Unidades da Federação do Sul e Sudeste.

O Índice de Complexidade Econômica Regional que o DataViva (2024) baseia-se na metodologia desenvolvida por Hidalgo e Hausmann (2009), mas os propositores substituem os dados de comércio internacional por informações que refletem de maneira mais precisa o nível de complexidade interno e regional do Brasil, como a utilização dos dados da massa salarial da Relação Anual de Informações Sociais, a RAIS (FREITAS, 2019; FREITAS *et al.*, 2023).

Para não tumultuar a visualização dos dados nesta análise descritiva, optamos por utilizar os *rankings* do Índice de Complexidade Econômica em intervalos de três anos durante o período 2003 e 2021, conforme exposto na Tabela 03. Essa medida, além de facilitar a visualização, é mais pragmática no sentido de revelar alterações mais robustas da posição dos Estados e do nível de complexidade ao longo do período.

Nota-se na Tabela 03 que São Paulo liderou o *ranking* da complexidade econômica de maneira ininterrupta, mas em termos relativos, viu o seu Índice de Complexidade Econômica se contrair ao longo do tempo. Em 2003, o Estado apresentava um índice de 2,907, mas em 2021 esse valor caiu para 2,511, mostrando uma recuperação em relação a 2018, quando o índice havia sido ainda mais baixo, atingindo 2,43.

Tabela 03 - *Ranking* da Complexidade Econômica das Unidades da Federação

Posição no ranking	2003		2006		2009		2012		2015		2018		2021	
	UF	ICE-R	UF	ICE-R	UF	ICE-R	UF	ICE-R	UF	ICE-R	UF	ICE-R	UF	ICE-R
1º	SP	2,907	SP	2,793	SP	2,718	SP	2,581	SP	2,485	SP	2,43	SP	2,511
2º	RJ	1,969	RJ	1,935	RJ	2,032	RJ	1,554	SC	1,648	SC	1,732	SC	1,608
3º	RS	1,248	AM	1,276	SC	1,308	RS	1,277	RJ	1,598	RS	1,595	RS	1,514
4º	AM	1,127	RS	1,265	RS	1,183	SC	1,273	RS	1,391	PR	1,506	RJ	1,39
5º	SC	0,986	SC	1,025	PR	1,141	PR	1,267	PR	1,377	RJ	1,435	PR	1,338
6º	PR	0,931	PR	0,99	AM	0,981	AM	1,143	AM	1,031	AM	0,722	AM	1,053
7º	DF	0,802	MG	0,33	PE	0,353	DF	0,961	DF	0,521	DF	0,695	DF	0,632
8º	PE	0,357	PE	0,256	ES	0,287	ES	0,399	ES	0,45	ES	0,349	ES	0,47
9º	MG	0,259	CE	0,186	DF	0,214	PE	0,278	MG	0,376	MG	0,293	MG	0,381
10º	CE	-0,002	DF	0,166	MG	0,097	CE	0,223	PE	0,257	PE	0,188	PE	0,123
11º	ES	-0,007	ES	0,11	CE	0,019	MG	0,064	CE	-0,071	CE	-0,045	CE	0,119
12º	BA	-0,102	BA	0,092	SE	-0,126	PB	-0,092	GO	-0,165	MS	-0,113	GO	-0,203
13º	SE	-0,301	SE	-0,139	RN	-0,19	BA	-0,156	BA	-0,252	GO	-0,157	RO	-0,297
14º	PB	-0,367	RN	-0,189	BA	-0,225	RN	-0,292	SE	-0,421	BA	-0,39	BA	-0,383
15º	GO	-0,472	GO	-0,291	MS	-0,259	MS	-0,312	MS	-0,441	RO	-0,456	MS	-0,438
16º	AL	-0,52	PB	-0,327	AL	-0,365	GO	-0,367	RN	-0,492	MT	-0,514	SE	-0,558
17º	RN	-0,558	AL	-0,541	PB	-0,404	SE	-0,584	PB	-0,563	RN	-0,562	PB	-0,585
18º	PA	-0,578	MT	-0,612	GO	-0,426	AL	-0,661	MT	-0,582	SE	-0,587	RN	-0,594
19º	MT	-0,592	MS	-0,69	MT	-0,613	MT	-0,671	RO	-0,617	AL	-0,589	AL	-0,613
20º	RR	-0,645	PA	-0,718	MA	-0,691	MA	-0,804	RR	-0,665	PB	-0,659	MT	-0,687
21º	MS	-0,761	RO	-0,72	PI	-0,805	PI	-0,832	AP	-0,859	RR	-0,697	PA	-0,776
22º	RO	-0,777	RR	-0,767	TO	-0,817	RO	-0,865	MA	-0,892	AC	-0,959	MA	-0,789
23º	PI	-0,814	MA	-0,966	RO	-0,851	RR	-0,919	AL	-0,91	MA	-0,977	PI	-0,792
24º	MA	-0,931	PI	-1,053	PA	-0,902	PA	-0,986	PI	-0,956	PI	-1,007	RR	-0,842
25º	AC	-1,032	AP	-1,112	AC	-1,118	TO	-1,009	TO	-1,053	TO	-1,014	AP	-1,102
26º	AP	-1,046	TO	-1,115	RR	-1,173	AP	-1,213	AC	-1,085	PA	-1,071	TO	-1,145
27º	TO	-1,078	AC	-1,184	AP	-1,367	AC	-1,255	PA	-1,109	AP	-1,149	AC	-1,335

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do DATAVIVA, 2024.

Já as cinco posições subsequentes foram disputadas predominantemente por Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná e Amazonas, sendo apenas este último oriundo de uma região geográfica distinta do Sul e Sudeste. Note que a 2ª posição no *ranking* foi dominada pelo Rio de Janeiro até 2012, contudo, a partir de 2015 esta posição passou a ser ocupada por Santa Catarina, após a ascensão meteórica, saindo da 5ª posição em 2003.

O Amazonas – única Unidade Federativa do Norte-Nordeste com alto desempenho relativo do Índice de Complexidade Econômica – tem como uma das fundamentações para o seu desempenho a Zona Franca de Manaus (ZFM), a qual foi fundada pelo Estado brasileiro como uma política de incentivo fiscal e congrega diversas empresas com elevado teor tecnológico, produzindo desde eletroeletrônicos a motocicletas, o que sugere uma diversificação da estrutura produtiva que se destaca ante a maioria dos Estados do país. Para Marchioro, Gubert e Gubert (2014) a ZFM, criada em 1967 fez com que houvesse uma retomada do crescimento econômico da região, provocando mudanças na atividade produtiva, que em pouco tempo passou a concentrar-se no setor industrial.

O Estado do Amazonas ocupava a 4ª posição no *ranking* da complexidade das Unidades Federativas brasileiras em 2003, chegando a ocupar a 3ª posição no ano de 2006, mas o avanço de Estados do Sul, com destaque para o Paraná, tornou a manutenção desta posição insustentável. Em 2009, ela já havia passado a ocupar a 6ª posição, sendo superado por Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Paraná, assim permanecendo até 2021.

A 6ª posição no ranking em 2003 era do Paraná, com o índice de 0,931. Entretanto, a partir de 2009, o Estado passou a figurar na 5ª colocação, alcançando a 4ª posição em 2018, quando atingiu o índice de 1,506. Contudo, em 2021, o Paraná retornou ao 5º lugar, com um índice de 1,338. Ao se manter entre as cinco economias mais complexas do país desde 2009, o Paraná demonstra que houve articulações profundas em sua estrutura produtiva.

Ahuaji Filho e Raiher (2013) que investigaram a concentração de média e alta intensidade tecnológica das microrregiões paranaense, notaram uma alteração significativa nesse segmento. Os autores afirmam que no ano de 2010 o Estado avançou fortemente nesta segmentação tecnológica, aumentando em 75% o número de microrregiões especializadas nestas indústrias, reforçando o entendimento da ocorrência de uma alteração estrutural na economia do Paraná, o que deve ter contribuído para uma melhora no Índice de Complexidade Econômica associada a esse Estado.

Outro destaque entre as economias mais complexas do Brasil é o Rio Grande do Sul, o qual inicia o período na 3ª colocação no *ranking* e finaliza em 2021 na mesma posição.

Contudo, ao longo do período, o Rio Grande do Sul não manteve uma colocação estável e oscilou, chegando a ocupar o 4º lugar em algumas ocasiões, como em 2006, 2009 e 2015.

Santa Catarina, por outro lado, teve uma melhora de desempenho nos anos 2003 e 2021, tanto no valor do índice, quanto em sua posição. Em 2003, quando ele ocupava a 5ª colocação, o valor do índice era de 0,986, já em 2009, quando alçou o 3º lugar pela primeira vez no período em análise, o Estado revelou um índice que superava a unidade, com desempenho de 1,308. Em 2012, Santa Catarina chegou a recuar uma posição, no entanto, entre 2015 e 2021 passou a predominar como a segunda economia mais complexa do país, superando a hegemonia do Rio de Janeiro, até então estabelecida no *ranking*.

O Rio de Janeiro, não só perdeu posição para Santa Catarina em 2012, como foi ultrapassado pelos demais Estados do Sul nos anos subsequentes, chegando a ocupar a 5ª colocação no *ranking* em 2018. Em 2021, o Estado havia conseguido recuperar uma posição, ultrapassando o Paraná. O desaceleramento da implementação da complexidade econômica no Estado do Rio de Janeiro nesse período, é resultado de circunstâncias macroeconômicas conjunturais que podem ter desarticulado setores, afetando estruturalmente a sua organização produtiva. Nesse sentido, Ribeiro e Passos destacam:

A partir de 2014, a economia fluminense enfrenta os efeitos da crise internacional do petróleo, com queda abrupta do preço de referência do barril e das transferências de royalties e participações especiais ao governo estadual e para cerca de 2/3 dos municípios fluminenses. A situação foi agravada pela recessão da economia brasileira nos anos 2015-2016, pelo avanço da Operação Lava Jato, que paralisou os principais investimentos do ERJ, pela política de corte em até 50% do conteúdo nacional nas contratações da indústria do petróleo, pelo ingresso do governo estadual no RRF e pelas consequências da crise sanitária pandêmica de 2020-2021 (2024, p. 13).

Não obstante, o cenário desfavorável para o Rio de Janeiro permitiu que os Estados do Sul do país melhorassem seus níveis de complexidade econômica, dada a sua estrutura produtiva mais diversificada ante a estrutura produtiva existente nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste. Ribeiro, Cardozo e Martins (2021) – que realizaram um trabalho no intuito de compreender a evolução da dinâmica da indústria de transformação ao nível regional brasileiro, durante os anos 2000 a 2017 – observam que nesse período a região Sul viu ser elevado o peso relativo da fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos, bem como de máquinas e equipamentos. Ademais, constataam que a região “concentra mais de 20% da produção industrial nacional” (RIBEIRO, CARDOZO e MARTINS, 2021, p. 13), o que ajuda

a explicar a consolidação das Unidades Federativas sulistas nas melhores colocações do *ranking* da complexidade econômica ao longo das duas primeiras décadas do século XXI.

O fundo do *ranking*, por sua vez, não apresentou alterações significativas. Unidades da Federação como Acre, Roraima, Amapá, Tocantins, Pará, Maranhão e Piauí brigam frequentemente pelas últimas colocações. Como se trata de uma medida anual relativa, esses Estados também apresentam índices negativos. No entanto, cabem alguns destaques.

Em 2003, o Pará ocupava a 18ª posição no *ranking* da complexidade, porém nos anos subsequentes o Estado passou por um processo de intensa contração do Índice de Complexidade Econômica, chegando a última posição em 2015. A partir de então, o Estado mostrou uma leve recuperação, alcançando, em 2021, a 20ª colocação.

Como mencionado em discussões anteriores, o Estado do Pará apresentou elevadas taxas médias de crescimento do PIB geral e da indústria durante esse período, de onde se infere que o crescimento econômico e industrial da UF pode ter sido baseada na produção de bens com baixa sofisticação, já que o Estado se caracteriza pela produção extrativa, que tem um menor grau de sofisticação na operacionalização de processos para a obtenção de bens. Segundo o Boletim da Indústria Paraense “a indústria paraense é fortemente influenciada pela atividade industrial extrativa, fato que ficou evidente a partir do ano de 2008, quando as variações da produção física da indústria do Estado começaram a se aproximar das oscilações da atividade extrativa” (2023, p. 15).

Esse entendimento é reforçado pelo Boletim da Indústria Paraense (2023), que aponta que 'a indústria de transformação paraense apresentou uma tendência de queda desde 2009 e, a partir de 2011, o Estado não registrou resultados positivos na atividade de transformação'. Ainda segundo o Boletim:

Em 1997, a atividade de transformação representava quase 60% das exportações industriais do estado, enquanto a atividade extrativa representava pouco mais de 40%. Contudo, em 2008, a indústria extrativa se tornou mais representativa nas exportações e chegou a representar 76,5% dos produtos industriais comercializados externamente em 2022. Neste mesmo ano, a indústria de transformação representou apenas 23,5% dos produtos industriais exportados pelo estado (2023, p.19).

Mas não apenas o Pará merece destaque dentre os últimos no *ranking* da complexidade econômica, um realce positivo pode ser dado para o Estado de Rondônia, também da região Norte. Conforme a Tabela 03, em 2003 ele ocupava a 22ª posição do *ranking*, mas, ao contrário do verificado para o Pará, Rondônia apresentou uma tendência ascendente e uma melhora relativa do índice, o qual em 2003 era de -0,777, chegando a 2021 ainda com um índice negativo, porém numa dimensão menos profunda, com um valor de -0,297 e ocupando

a 13ª colocação, sendo, portanto, uma das UF que mais apresentou melhoria no ranqueamento, saltando nove posições ao longo do período.

A melhoria do Estado de Rondônia é compatível com as taxas médias de crescimento do PIB geral e da indústria – como discutido nos Gráficos 02 e 03 – em que se verificou um crescimento médio do PIB de 3,09% entre 2003 e 2021, enquanto a indústria mostrou um crescimento médio ainda mais acelerado, com 3,33% durante esse mesmo período, sugerindo que ao longo das duas décadas avaliadas o Estado foi capaz de incrementar a sua capacidade produtiva, resultando em melhora relativa substancial, ainda que distante do desejável.

Dentre os Estados do Nordeste brasileiro o que apresenta melhor posicionamento no *ranking* da complexidade econômica ao longo do tempo é Pernambuco, em que pese a relativa perda de espaço entre 2003 e 2021. Em 2003, esse Estado aparecia na 8ª colocação com um índice de 0,357, em 2009 chegou ao 7º lugar, não obstante um índice levemente menor, no valor de 0,353. Nos anos seguintes, contudo, o Estado de Pernambuco perdeu posições, estabilizando-se na 10ª colocação até o ano de 2021.

Dos Estados nordestinos, o que mais se destaca após o Pernambuco é o Ceará, que estreou o *ranking* em 2003 na 10ª colocação com índice negativo (-0,002), conseguindo uma melhora para o 9º lugar em 2006, quando então revelou um índice positivo na ordem de 0,186. Nos anos subsequentes, o Estado do Ceará regrediu, caindo para a 11ª posição do *ranking*, oscilando entre índices relativos anuais positivos e negativos, no entanto, em 2021, o Ceará apresentou um índice positivo de 0,119.

A Bahia, maior economia do Nordeste em volume (IPEADATA, 2024), por sua vez, apresentou uma tendência de queda no índice de complexidade ao longo dos anos de 2003 a 2021. Em 2003, ela estava no 12º lugar, já em 2009 a Bahia aparecia na 14ª colocação, com índice de -0,225 e, apesar ter conseguido ascender à 13ª no *ranking* entre 2012 e 2015, nos anos seguintes o Estado voltou a se apresentar em décimo quarto lugar, fechando 2021 com um índice de -0,383, perdendo posição até para Rondônia – Estado do Norte do país que fez trajetória ascendente, conforme discutido anteriormente.

A Tabela 03 também revela que as Unidades Federativas do Centro-Oeste ocupam uma posição intermediária no ranking de complexidade, com exceção do Distrito Federal (DF), devido às características específicas da Capital Administrativa do Brasil, ou seja, por possuir uma composição estrutural distinta das demais UFs da região. Nesse sentido, verifica-se um posicionamento relativamente estável ao longo dos anos para a Capital Federal. Não obstante o DF ter perdido posição no ranqueamento em 2006 e 2009, a Capital se

recuperou a partir de 2012, mantendo-se estável na 7ª posição até 2021, mesma colocação revelada no ano de 2003.

As demais Unidades Federativas do Centro-Oeste (Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul) aparecem no ranqueamento, frequentemente, entre posições baixas e intermediárias. O Mato Grosso do Sul (MS) foi o Estado que mais conseguiu avanços ao longo do tempo. Em 2003 ele estava na 21ª colocação, mas nos anos seguintes conseguiu ascender, chegando a 2018 no 12º lugar, contudo, em 2021, o MS recuou colocações, fechando o ranqueamento na 15ª posição.

Apesar disso, ao longo dos anos 2003 a 2021, o Mato Grosso do Sul revela índices relativos negativos, em que pese no ano de 2021 possuir um índice de impacto menos negativo do que o verificado em 2003. O Estado de Goiás, o qual iniciou no ranqueamento em 15º, terminou em 2021 na 12ª colocação, o que sugere uma leve melhora relativa, já o Mato Grosso que iniciou em 19º, chegou a 2021 em 20º lugar, não obstante saltos positivos nas posições ao longo do período avaliado.

Do exposto, pode-se concluir que o Índice de Complexidade Econômica Regional guarda uma estreita correlação com as disparidades econômicas verificadas na seção anterior. Estados do Sul e Sudeste, tais como São Paulo, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná apresentam consistência na liderança do *ranking*, apontando para a existência de uma estrutura produtiva mais diversificada nessas localidades.

Por outro lado, Norte, Nordeste e Centro-Oeste figuram em posições mais marginais no ranqueamento da complexidade econômica. Contudo, o Norte apresenta o Amazonas como um Estado competitivo, a ponto de brigar pelas primeiras colocações do *ranking*, e aponta Rondônia como um Estado que tem conseguido avançar na alteração da sua estrutura produtiva, enquanto o Centro-Oeste possui o Distrito Federal na 7ª posição – e relativamente estável – ao mesmo tempo em que apresenta o Mato Grosso do Sul como um Estado que também tem conseguido avanços importantes.

O Nordeste, por sua vez, tem como Estado mais complexo Pernambuco, que perdeu posições relativas ao longo período, encerrando 2021 em 10º lugar, o que sugere um maior empecilho ao avanço da complexidade econômica nessa região, visto não possuir nenhum pólo com força suficientemente capaz de induzir o desenvolvimento das estruturas produtivas locais por meio de um efeito transbordamento.

Esta análise deixa evidente a similaridade das estruturas produtivas nas diferentes regiões do país – evidenciado pelo Índice de Complexidade Econômica Regional – com os

padrões de concentração regional da produção e dos padrões de crescimento verificados na seção anterior, apontando também para a correlação desse fatores com os níveis de desenvolvimento dos Estados, o qual guarda implicações profundas com os níveis de desigualdade de renda verificado em diferentes localidades.

3.3 Caracterização da Distribuição de Renda das Unidades Federativas Brasileiros

A compreensão das características que dão contorno à estrutura de distribuição de renda de um país é um ponto elementar para se chegar a conclusões e proposições que sejam capazes de indicar caminhos alternativos para tornar esse processo mais eficiente e equânime. Uma das principais características que dão contorno à estrutura de distribuição de renda de um país é o volume e a composição de empregos gerados em uma economia.

A concentração de empregos, *ceteris paribus*, em setores que tendem a oferecer remunerações mais baixas e desiguais, por exemplo, é um mecanismo indutor de discrepâncias na renda ao ampliar a distância entre os grupos de trabalhadores vinculados aos setores de menor e maior remuneração, ao mesmo tempo em que pode funcionar como um falseador da percepção popular da atual condição de desigualdade estrutural, em razão da própria concentração da maior parte da massa de trabalhadores em empregos com proventos subestimados. Este fenômeno está ligado a um efeito de composição, o qual simplificadamente poderia ser descrito da seguinte maneira, de acordo com Carvalhaes *et al.*:

Se uma ocupação na qual há muita desigualdade [...] amplia seu tamanho relativo, isso contribui para o aumento da desigualdade global no mercado de trabalho. Inversamente, se uma ocupação em que há maior igualdade salarial amplia sua proporção, os níveis gerais de desigualdade decrescem (2014, p. 82).

Assim, destaca-se o mercado de trabalho como um elemento fundamental para alterações estruturais da distribuição de renda, o qual possui impacto direto sobre o nível de desigualdade de renda. No Brasil, ao longo das duas primeiras décadas do século XXI, houve uma elevação do emprego formal (RAIS, 2024), resultado de um crescimento econômico impulsionado pelo *boom* no mercado internacional de *commodities*, bem como por políticas internas de transferências de renda e valorização do salário mínimo de incentivo ao consumo. Saboia *et al.* (2021, p. 4) destaca:

Uma importante consequência dos anos de crescimento foi o aumento da formalização do trabalho, em que a elevação da proporção de trabalhadores com carteira de trabalho assinada e daqueles que contribuem para a previdência social revelou um mercado de trabalho que vinha fornecendo condições básicas de proteção social para mais da metade da população ocupada brasileira. Não menos

importante foi o aumento da renda oriunda do trabalho verificada em todos os estratos de rendimentos, mas com impacto maior entre os estratos inferiores, sobretudo para os que recebiam rendimentos em torno do SM. Isso levou não apenas à queda da desigualdade, mas também trouxe impactos positivos para a população em geral, já que esta fonte de renda compõe mais de 70% dos rendimentos domiciliares.

Figura 03 - Distribuição do total de empregos entre as Unidades da Federação brasileira no ano de 2003



Fonte: Data Viva, 2024.

No ano de 2003 existiam cerca de 29,5 milhões de trabalhos formalizados no Brasil, segundo a RAIS (2024). O Data Viva (2024) traz uma representação interativa que mostra a distribuição desses empregos entre as Unidades Federativas brasileiras – conforme destacado na Figura 03 – em que é possível verificar que a maioria dos empregos estavam vinculados à economia do Estado de São Paulo, o qual detinha aproximadamente 8,75 milhões dos empregos formais do país, ou, em termos percentuais, cerca de 29,6% do total (RAIS, 2024).

Conforme representado na Figura 03, dentre os Estados com maior volume de empregos formais no ano de 2003, estão – em valores aproximados – Santa Catarina (1,29 milhão), Bahia (1,38 milhão), Paraná (1,88 milhão), Rio Grande do Sul (2,08 milhões), Rio de

janeiro (2,95 milhões) e Minas gerais (3,14 milhões). O Estado com menor volume de empregos formais em 2003 foi Roraima, que detinha apenas 27,7 mil, respondendo por apenas 0,09% do total de empregos formalizados no Brasil.

Figura 04 - Distribuição do total de empregos entre as Unidades da Federação brasileira no ano de 2021



Fonte: Data Viva, 2024.

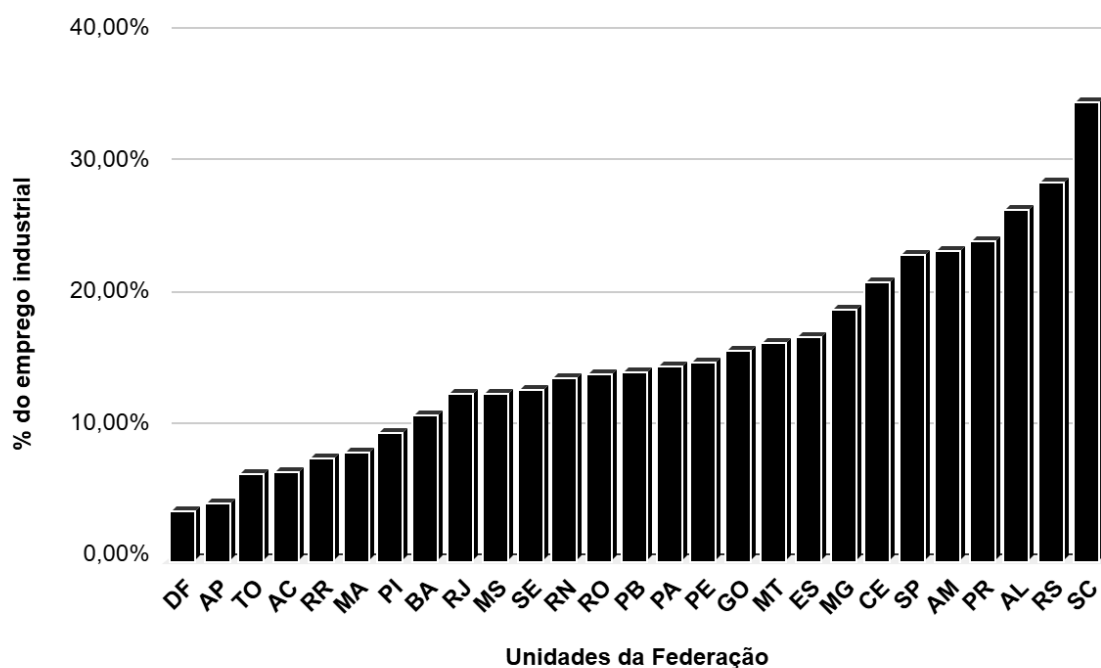
No início do século XXI, houve um aumento expressivo no número de empregos formais no país, que atingiu cerca de 48,7 milhões em 2021, conforme dados da RAIS (2024), representando um crescimento de 64,3% em relação ao total registrado em 2003.

A Figura 04 revela a distribuição do total em empregos formais no ano de 2021 entre as diferentes Unidades da Federação. Em 2021 o Estado de São Paulo manteve a hegemonia na geração de empregos formalizados no país com um total expressivo de aproximadamente 13,8 milhões, um aumento de 58,3% frente ao seu total em 2003. Portanto, a participação do Estado no total de empregos do país também se manteve elevada, embora tenha sido levemente inferior à verificada em 2003, representando 28,4% do total de empregos formais do Brasil no ano de 2021.

A Bahia aparece com aproximadamente 2,35 milhões em 2021, mas foi ultrapassada por Santa Catarina (2,5 milhões), por sua vez, o Rio Grande do Sul aparece em 2021 com 2,96 milhões, porém foi ultrapassada pelo Estado do Paraná (3,23 milhões).

O Rio de Janeiro aparece na sequência com 3,94 milhões de empregos formais no ano de 2021, enquanto o Estado de Minas Gerais revela um total de 5,15 milhões, mantendo-se como o segundo maior gerador de empregos formais do Brasil. Já o Estado de Roraima, apesar de seguir como o menor detentor de empregos formais no país, apresentou um total de aproximadamente 111 mil, o que representa um crescimento de cerca de 300% ante o seu total em 2003. Apesar do avanço, a participação de Roraima no total de empregos do Brasil avançou pouco, representando 0,23% em 2021.

Gráfico 03 - Participação do emprego industrial no total de empregos das Unidades da Federação no ano de 2003



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS, 2024.

O Gráfico 03, por sua vez, mostra o status da participação do emprego industrial de cada Unidade da Federação no total de empregos formais dessas UF, de acordo com o Instituto de Estudos para o Desenvolvimento Industrial “a indústria no Brasil também tem uma função social importante por sua posição de destaque na criação de empregos formais” (2022, p. 22), também de acordo com o referido instituto “A indústria paga ainda salários

melhores. [...] Isso indica que o setor industrial tende a recompensar mais os esforços de qualificação de seus funcionários do que o restante das atividades econômicas” (2022, p. 23).

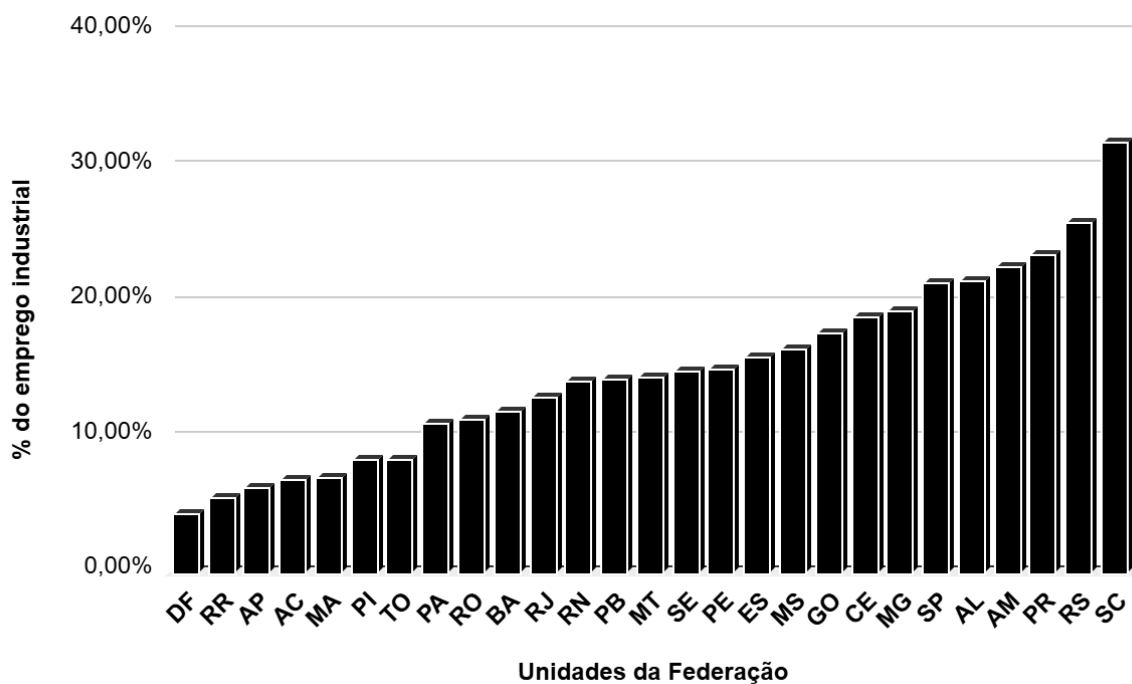
Isso ocorre, em geral, porque o setor industrial costuma apresentar maior encadeamento de atividades, requerendo maior especialização, o que aponta para maiores níveis de sofisticação e complexidade. Em 2003, o Estado que apresentava a maior proporção dos seus trabalhadores ligados à indústria de transformação, conforme indica o Gráfico 03, era Santa Catarina, com 34,7%. São Paulo, que é o Estado com o maior volume de empregos do país, aparecia com 23,1% dos seus empregos formais vinculados à indústria de transformação.

O Distrito Federal foi a Unidade da Federação com a menor proporção de empregos industriais frente ao total de empregos formais, com apenas 3,7% em 2003, seguido pelo Amapá que aparece com 4,7%. O caso do Distrito Federal está associado ao fato de esta UF possuir características excepcionais que a difere das demais Unidades da Federação, como a sua organização estrutural voltada a administração pública do Brasil.

O Amapá, por outro lado, possui condições históricas que não favorecem o desenvolvimento industrial e o colocam, internamente, em uma posição de dependência em relação às demais Unidades da Federação, segundo Chelala e Chelala “é compreensível que o Amapá seja um Estado importador de produtos de outras unidades da federação, dada sua estrutura produtiva carecer de indústrias de transformação e o setor primário apresentar limitações importantes” (2022, p. 39), isso resulta em um menor dinamismo dos empregos associados a esses setores.

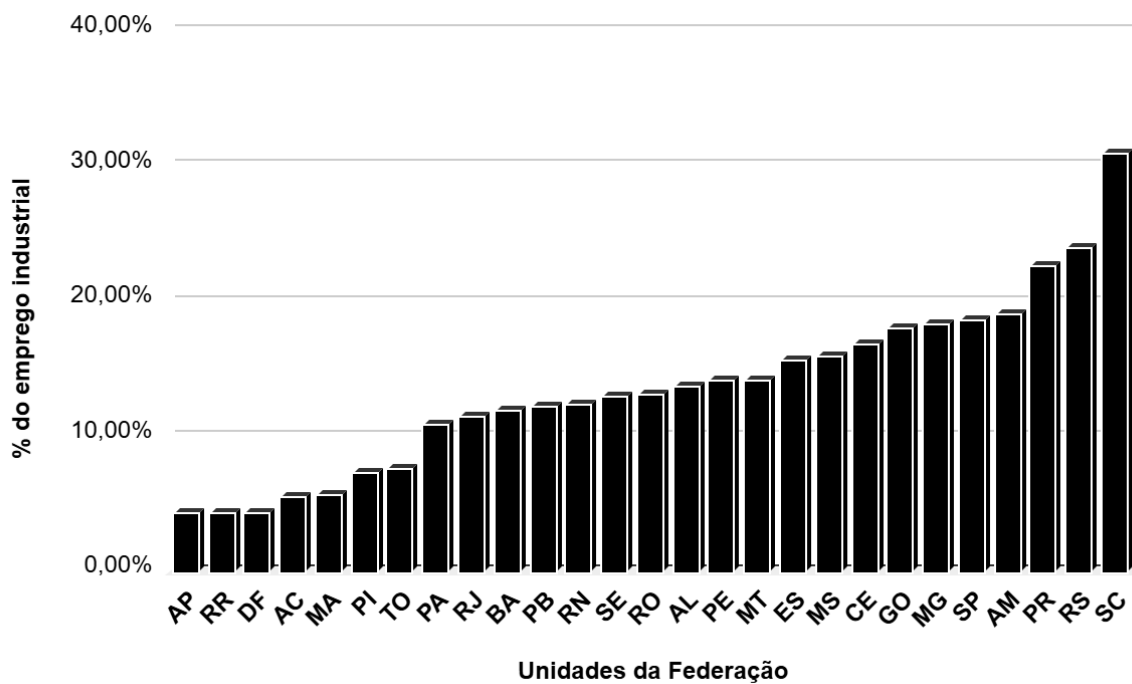
O Gráfico 04 mostra que apesar da elevação no quantitativo total de empregos, o Amapá não revelou uma melhora substancial da participação de empregos industriais em 2012, em que pese o leve crescimento para 6,2%. O Gráfico 04 também aponta a permanência do Distrito Federal como a detentora da menor proporção de empregos industriais do país, ao passo que Santa Catarina se manteve como o Estado de maior participação de empregos industriais, embora com uma contração para 31,8%. São Paulo também contraiu em 2012, passando para 21,4%.

Gráfico 04 - Participação do emprego industrial no total de empregos das Unidades da Federação no ano de 2012



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS, 2024.

Gráfico 05 - Participação do emprego industrial no total de empregos das Unidades da Federação no ano de 2021



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS, 2024.

Em 2021, Santa Catarina manteve-se como líder no país em proporção de empregos formais ligados à indústria, embora tenha registrado uma redução na participação, que chegou a 30,9%. O Distrito Federal manteve a mesma participação verificada em 2012, enquanto houve uma piora na proporção de empregos formais ligados à indústria de transformação no Amapá e em Roraima. No entanto, o Distrito Federal deixou de ser o estado com a menor participação, posição que passou a ser ocupada por Amapá e Roraima, ambos com uma participação de 4,2%.

O Estado de São Paulo contraiu ainda mais a participação de empregos da indústria de transformação, passando para 18,5%. Com base nos Gráficos 03, 04 e 05, observa-se uma predominância das maiores participações no emprego da indústria de transformação entre os Estados do Sul do país (Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina).

Dentre os Estados do Nordeste, Alagoas chama a atenção porque em 2003 era a terceira Unidade da Federação em proporção de empregos industriais com 26,5%, contudo, sofreu um drástico encolhimento ao longo dos anos e chegou a 2021, com uma participação de 13,6%, apesar de ter aumentando o quantitativo de emprego em 66,67% ao longo desse período conforme pode ser calculado com base nos dados da RAIS (2024).

A massa salarial verificada no país¹¹, como divulgada pelo Data Viva (2024) e representada na Figura 05, seguiu a tendência da distribuição de empregos entre as Unidades da Federação. Em 2003 São Paulo já liderava com um volume de renda de aproximadamente \$10,5 bilhões. Novamente, regiões localizadas mais ao Sul e Sudeste do Brasil apresentam uma massa salarial mais expressiva do que o verificado para as UF a Norte, Nordeste e Centro-Oeste.

¹¹ O Data Viva (2024) apresenta os valores nominais aproximados e convertidos em dólar.

Figura 05 - Massa salarial total por Unidade da Federação no ano de 2003



Fonte: Data Viva, 2024.

Figura 06 - Massa salarial total por Unidade da Federação no ano de 2021



Fonte: Data Viva, 2024.

Em 2021, a configuração da distribuição da massa salarial entre as Unidades da Federação brasileira se manteve semelhante à observada em 2003, com os Estados do Sul e Sudeste revelando os maiores volumes, sendo liderados por São Paulo, com \$51,7 bilhões. O Estado do Rio de Janeiro e de Minas Gerais igualaram o montante da renda mensal total em 2021, ambos com \$14,9 bilhões. Já Estados como Amapá e Roraima foram os que menos contribuíram para o volume total da massa salarial.

Figura 07 - Massa salarial da indústria de transformação por unidade federativa em 2003



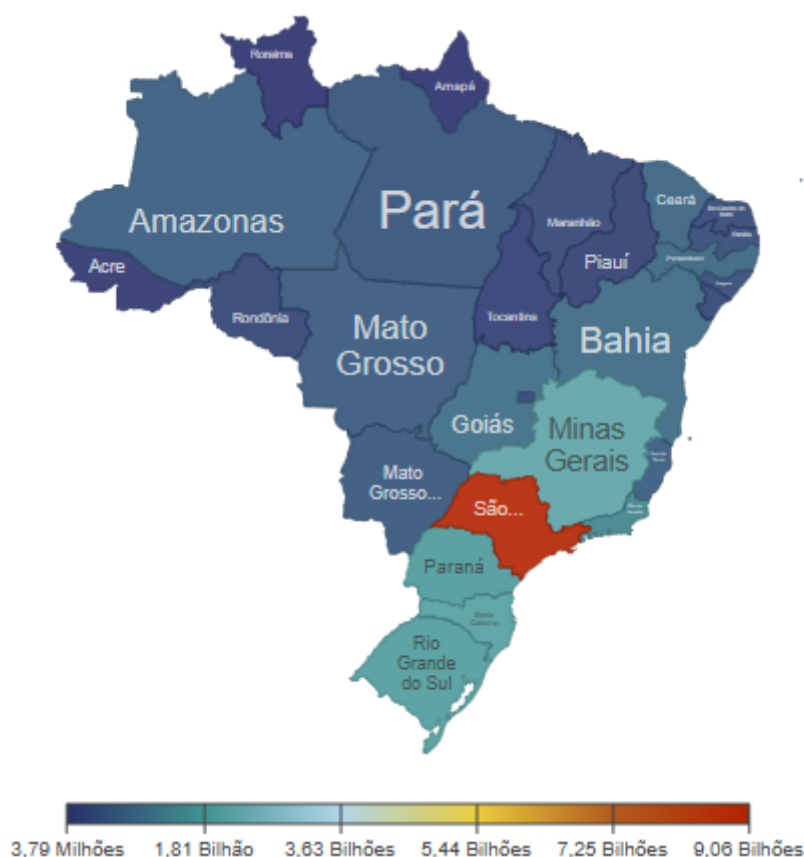
Fonte: Data Viva, 2024.

A Figura 07 mostra que a configuração da distribuição da massa salarial da indústria de transformação guarda correlação com a distribuição da massa salarial total. Em 2003, São Paulo também aparecia na liderança, como o detentor da maior massa salarial do país e detinha \$2,67 bilhões, seguido por Rio Grande do Sul com \$499 mil e Minas Gerais com \$420 mil. O Estado de Roraima registrou a menor massa salarial da indústria de transformação, com uma renda mensal total de \$503 mil em 2003.

A Figura 08 mostra que, em 2021, a massa salarial da indústria de transformação do Estado de São Paulo também aparece como a mais expressiva do país, totalizando \$9,06 bilhões, acompanhando o crescimento da massa salarial total. Desta vez, as unidades da Federação que surgem na sequência são Minas Gerais (2,18 bilhões) e Santa Catarina (\$2,04 bilhões).

Em 2003, a terceira maior massa salarial da indústria de transformação do país era representada pelo Estado do Rio Grande do Sul. O Estado de Santa Catarina possuía uma massa salarial inferior à do Rio de Janeiro e do Paraná, para além do Rio Grande do Sul, mostrando que de 2003 a 2021, o Estado de Santa Catarina evoluiu de forma acelerada não apenas no que se refere ao contingente de empregos industriais, como ampliou a distribuição de rendimentos oriundos dessa atividade.

Figura 08 - Massa salarial da indústria de transformação por unidade federativa em 2021



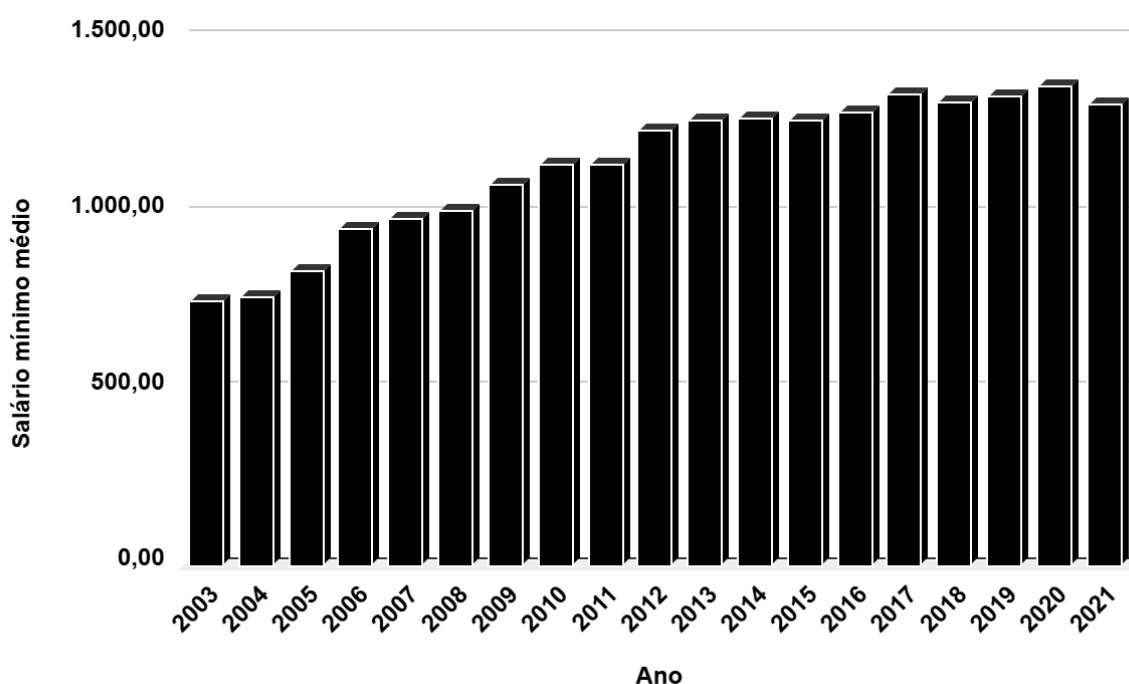
Fonte: Data Viva, 2024.

As Figuras 07 e 08 revelam que no período em análise não ocorreram movimentações profundas na estrutura de distribuição do emprego industrial, tampouco na estrutura regional de distribuição da renda oriunda da produção industrial. Muito embora, ao longo do tempo

tenha ocorrido uma elevação do emprego e da renda de forma generalizada, não ocorreram modificações específicas que pudessem caracterizar uma alteração do padrão descrito. O caso de Santa Catarina é uma exceção, pois apesar de ela compor o grupo de Estados que já apresentam os maiores volumes de emprego e renda, revelou um avanço mais acelerado do que as demais UF do Sul e do que o Estado do Rio de Janeiro.

A elevação generalizada da massa salarial ao longo dos anos está inserida no contexto das políticas de valorização do salário mínimo. O Gráfico 06 mostra que o salário mínimo real nacional cresceu entre 2003 e 2021, com um aumento mais acelerado no período de 2003 a 2010, seguido por um crescimento mais moderado, alternando entre períodos de avanço e decréscimo.

Gráfico 06 – Salário-mínimo médio real nacional entre 2003 e 2021



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS, 2024.

Mesmo que a proporção de empregos vinculados à indústria não tenha se elevado de forma consistente entre as Unidades da Federação ao longo do período, o crescimento geral do emprego formal, associado a um salário-mínimo vigente no país, foram responsáveis por proporcionar um alívio no processo de desigualdade da renda, nesse contexto, Saboia *et al.* destaca:

[...] a continuidade da trajetória favorável do SM até 2017 representou uma proteção contra uma eventual piora da distribuição de renda do trabalho, que manteve

tendência favorável até 2016, quando a crise econômica já se encontrava em seu momento mais profundo. Apesar da continuidade do crescimento do SM até 2017, houve uma inversão na melhoria da distribuição dos rendimentos, provavelmente por conta da continuidade de informalização do mercado de trabalho, associada ao crescimento do emprego sem carteira e do trabalho autônomo, que são menos influenciados pela política do salário-mínimo (2021, p.27).

Tabela 04 – Índice de Gini das Unidades Federativas brasileiras nos anos de 2003, 2012 e 2021

Unidades da Federação	2003	2012	2021
Acre	0,579	0,508	0,479
Alagoas	0,607	0,427	0,472
Amapá	0,558	0,525	0,481
Amazonas	0,600	0,484	0,459
Bahia	0,591	0,547	0,500
Ceará	0,568	0,524	0,526
Distrito Federal	0,630	0,571	0,551
Espírito Santo	0,554	0,457	0,453
Goiás	0,528	0,457	0,428
Maranhão	0,577	0,485	0,484
Mato Grosso	0,548	0,481	0,448
Mato Grosso do Sul	0,539	0,464	0,459
Minas Gerais	0,546	0,467	0,433
Pará	0,519	0,512	0,492
Paraíba	0,568	0,506	0,558
Paraná	0,602	0,533	0,527
Pernambuco	0,544	0,464	0,444
Piauí	0,589	0,531	0,540
Rio de Janeiro	0,559	0,474	0,514
Rio Grande do Norte	0,563	0,480	0,542
Rio Grande do Sul	0,525	0,517	0,524
Rondônia	0,538	0,482	0,445
Roraima	0,506	0,451	0,405
Santa Catarina	0,542	0,420	0,397
São Paulo	0,578	0,550	0,540
Sergipe	0,479	0,486	0,506
Tocantins	0,565	0,485	0,491

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD do IBGE, 2024.

A análise dos níveis de desigualdade de renda no Brasil nos anos de 2003, 2012 e 2021, conforme apresentado na Tabela 04, revela uma tendência geral de redução no Índice de

Gini entre as diferentes Unidades da Federação, indicando, assim, uma diminuição da desigualdade de renda.

Destacado ao longo deste capítulo pelo avanço no crescimento do PIB, pela relevância nas exportações, pela intensa criação de empregos e pela elevação da massa salarial, Santa Catarina foi também um dos Estados que mais se destacou na redução do Índice de Gini. Em 2003, ocupava a 8ª posição no ranking de menor Índice de Gini, mas, em 2021, alcançou o menor índice do país, com um valor de 0,397.

Desse modo, esta seção aponta a existência de uma forte correlação da estrutura de distribuição de renda brasileira com o mercado de trabalho e com a composição dos empregos. Entre 2003 e 2021, observou-se uma expansão significativa do emprego formal e da massa salarial no Brasil, resultado das políticas de valorização do salário mínimo.

As evidências indicam um declínio generalizado na participação dos empregos industriais nas Unidades da Federação, com destaque para Santa Catarina. Embora também tenha registrado uma redução na participação ao longo do período, o Estado manteve a liderança, demonstrando um crescimento mais intenso tanto no número de empregos quanto na massa salarial, em comparação com os demais Estados. Santa Catarina foi uma das Unidades da Federação que mais avançaram no ranking da complexidade econômica, mantendo um bom ritmo de crescimento, com ênfase nos empregos industriais e na ampliação da massa salarial. Isso sugere que o avanço nos níveis de complexidade pode estar relacionado aos progressos observados nesse Estado. Além disso, Santa Catarina também avançou no ranking da complexidade e foi um dos Estados que mais reduziram o Índice de Gini, indicando uma possível relação entre a complexidade econômica e a redução da desigualdade.

Em síntese, esta seção destaca que, apesar dos avanços observados em Santa Catarina, não houve uma alteração significativa na estrutura de distribuição de renda do país. De maneira geral, o maior nível de empregos, especialmente os industriais, e as maiores massas salariais estão concentrados nos Estados do Sul e Sudeste, alinhando-se com as tendências verificadas no ranking da complexidade econômica. Por fim, o salário mínimo real praticado no Brasil desempenhou um papel crucial no crescimento da massa salarial, o que pode estar relacionado à redução do Índice de Gini nas Unidades da Federação.

4 ANÁLISE EMPÍRICA DA RELAÇÃO ENTRE COMPLEXIDADE ECONÔMICA E DESIGUALDADE DE RENDA

Para testar a hipótese e atingir os objetivos, apresenta-se brevemente a metodologia empregada, a base de dados e os resultados encontrados, no sentido de contribuir para aprofundar as discussões que relacionam a complexidade e desigualdade de renda ao nível regional e preencher a lacuna do debate, que consiste na verificação da existência de uma não linearidade entre o índice de complexidade econômica e a desigualdade de renda (aferida pelo Índice de Gini).

Neste trabalho, a hipótese de não linearidade será testada a partir dos movimentos apresentados pelo produto *per capita*, o qual suspeita-se ser um mediador ou *threshold* de um movimento não linear entre as duas variáveis, ou seja, um ponto de inflexão que altera a natureza da relação entre as duas variáveis. Mais especificamente, propõe-se que, em regiões com produto *per capita* abaixo de um certo valor, a relação entre o índice de complexidade econômica e a desigualdade de renda seria positiva (à medida que a complexidade econômica aumenta, a desigualdade tende a aumentar). Por outro lado, em regiões com produto *per capita* acima deste valor, a relação seria negativa (a ampliação da complexidade econômica estaria associada à redução da desigualdade de renda).

4.1 A Metodologia de Dados em Painel

O modelo de análise *cross-section* consiste na avaliação de diferentes indivíduos (objeto de interesse, que são os Estados brasileiros) em um mesmo espaço de tempo. Esse método busca captar variações ocorridas nos objetos de interesse em um ponto específico no tempo, o que permite “fotografar” as características de tais objetos e proceder a confrontação de variáveis que os impactam em um momento comum. Embora seja uma análise simples, dada ausência de séries temporais, esse modelo pode não ser suficiente, justamente por não levar em consideração a relação de causalidade entre as variáveis que afetam o objeto de interesse, além de ser mais suscetível a equívocos em decorrência de sazonalidade e outros fatores decorrentes da avaliação temporal diminuta.

O modelo de regressão de séries temporais se coloca como alternativa a abordagem de *cross-section*, haja vista que introduz diferentes momentos temporais, de maneira seriada, para levantamento das informações relativas ao objeto de interesse. Contudo, uma limitação é

que essa metodologia possibilita a análise de um único objeto de interesse, ou seja, não é adequada para a avaliação de diferentes objetos (Estados brasileiros) ao longo de uma sequência de períodos no tempo.

Desse modo, as metodologias supracitadas possuem duas dimensões, o que é insuficiente para a proposta desta pesquisa. A regressão com dados em painel parece surgir como uma alternativa para às estimações desejadas neste trabalho, uma vez que promove a combinação desses dois métodos. Tal metodologia constitui-se, portanto, em três dimensões: 1) Uma dimensão relativa a múltiplos objetos de interesse (*Estados brasileiros*); 2) Uma segunda relativa ao *tempo*; e 3) Por fim, uma dimensão relativa às *variáveis* que afetam o objeto de interesse com o tempo.

Segundo Baltagi (2001), para a análise de dados em painel, torna-se necessário adotar diferentes procedimentos metodológicos:

1. A regressão com *dados empilhados*, o qual consiste em colocar os objetos de interesse um em cima do outro, permitindo a análise das observações de maneira independente;
2. A regressão com efeitos fixos pode ser aplicada para controlar as diferenças não observáveis entre os objetos de interesse, que podem influenciar a variável dependente. Isso é especialmente útil quando se acredita que essas diferenças não observáveis afetam a relação entre as variáveis. O modelo de efeitos fixos isola o efeito das variáveis explicativas ao longo do tempo dentro de cada unidade de observação, eliminando o viés causado por variáveis não observadas que são constantes no tempo para cada objeto de interesse;
3. A regressão com efeitos aleatórios, por outro lado, trata as diferenças não observáveis entre os objetos de interesse como variáveis aleatórias. Isso significa que, em vez de considerar essas diferenças como constantes e específicas a cada unidade, o modelo assume que elas são originadas de um fator comum e distribuído de forma aleatória, com base em uma distribuição estatística. Assim, as variações entre os objetos são vistas como flutuações em torno de um valor médio, permitindo que o modelo capture efeitos não observados que podem variar entre as unidades, mas de forma aleatória e não sistemática.

Este trabalho buscará ainda aplicar um modelo de regime de limiares (*threshold*), a qual foi proposta e aprimorada por Hansen (1999 e 2000) e Caner e Hasen (2004). Hansen (1999) introduz a metodologia de regressão para painéis não dinâmicos com efeitos fixos e limiar (*threshold*), questionando se as funções de regressão são uniformes para todas as observações. O painel *threshold* permite dividir as observações em duas categorias distintas,

com base em uma variável *threshold* (q_{it}), que separa as observações em classes conforme seu valor. A estrutura da regressão pode ser expressa pela equação a seguir:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (09)$$

onde $I(\cdot)$ é uma função indicadora que distingue as observações de acordo com (q_{it}) e (x_{it}), que representam, respectivamente, as variáveis *threshold* e explicativas.

A estimação proposta envolve a remoção dos efeitos fixos por meio da subtração das médias ao longo do tempo, resultando na equação transformada:

$$y_{it}^* = \beta x_{it}^*(\gamma) + e_{it}^* \quad (10)$$

O coeficiente de *threshold* é determinado pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), minimizando a soma dos erros quadrados concentrados $S_1(\gamma)$, obtida após testar sucessivos valores de q_{it} em um intervalo relevante. Hansen (1999) recomenda o uso de técnicas de *bootstrap* para validar a estimação do *threshold* e consolidar intervalos de confiança robustos, comparando modelos *threshold* com modelos lineares tradicionais.

Ao incluir o modelo *threshold* (limiares), oportuniza-se uma análise mais sofisticada por meio de uma abordagem que se propõe a avaliar as relações entre as variáveis em uma perspectiva não linear (HANSEN, 2000). A partir do modelo, torna-se possível identificar pontos críticos, cujas dinâmicas das variáveis ficam sujeitas a alterações de regime, o que é importante para a captura de heterogeneidade não observada.

Desse modo, esta pesquisa busca aplicar as técnicas apresentadas como alternativas para testar a hipótese lançada. A utilização das técnicas racionais aliadas às técnicas mais modernas poderá fornecer pioneiramente resultados inovadores para o debate.

4.2 A Base de Dados

Este trabalho tem como objetivo realizar uma análise de dados em painel dos Estados brasileiros, abrangendo o período de 2003 a 2021. Para tanto, utiliza-se dados anuais provenientes de diversas fontes: i) IPEADATA do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); ii) o DATAVIVA do Cedeplar/UFMG; iii) Instituto Brasileiro de Geografia e

Estatística (IBGE); e iv) Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego. A escolha do período de 2003 a 2021 é resultado da restrição do conjunto de dados disponíveis para os objetivos deste trabalho.

Contudo, o período analisado compreende um interstício temporal grande, captando de maneira mais consistente os efeitos estruturais em detrimento de efeitos meramente conjunturais. Os dados econômicos utilizados dizem respeito ao indicador de desigualdade de renda (Índice de Gini), ao Índice de Complexidade Econômica (ICE), ao salário mínimo real nacional, a participação do emprego industrial no total de empregos e o PIB *per capita*.

O Índice de Complexidade Econômica Regional foi obtido a partir do DataViva. Esse indicador segue a metodologia proposta por Hidalgo e Hausmann (2009), adaptado conforme proposição de Freitas (2019) e Freitas *et al.* (2023). Assim, não são utilizados os dados de comércio internacional, mas calcula-se o índice com dados referentes a massa salarial da RAIS, segundo Freitas *et al.* (2023), o uso destes dados, em detrimento dos dados de comércio internacional, propicia uma análise mais adequada sob a ótica regional. A metodologia apresentada por Freitas (2019) e Freitas *et al.* (2023) permite a obtenção dos indicadores de complexidade tanto a nível municipal, quanto ao nível estadual e regional.

A participação do emprego industrial no total de empregos de cada unidade da federação foi calculado pelo autor a partir dos dados brutos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), para isso, dividiu-se para cada ano e para cada Estado o total de vínculos ativos na indústria em 31/12 pelo total de vínculos ativos totais em 31/12, utilizando-se valores proporcionais nas estimações. O índice de Gini, por sua vez, foi obtido a partir dos dados da Pesquisa Nacional Por Amostra de Domicílios (PNAD) e PNAD contínua, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita, com o índice variando entre 0 e 1, sendo 0 a igualdade absoluta e 1 a desigualdade total.

O produto *per capita* a preços de 2010 dos Estados e o salário mínimo real nacional foram obtidos a partir do agregador de dados do IPEA, o IPEADATA. No caso do produto *per capita* não foram feitas transformações nos dados, uma vez que a própria plataforma já forneceu os dados no formato desejado. Assim, sucedeu-se o cálculo da variação percentual anual do valor original observado para os Estados, os quais foram utilizados nas estimativas.

No caso do salário mínimo real, optou-se por utilizar média aritmética para cada ano, visto que houve períodos em que ocorreram alterações deste piso ao longo de um mesmo ano. Para captar os efeitos dessa variável foi calculada a variação percentual anual sobre o salário

mínimo real médio obtido por média aritmética simples. Assim, na próxima seção, apresenta-se os resultados obtidos a partir das estimativas econométricas.

4.3 Resultados e Discussões

Para buscar verificar o impacto do Índice de Complexidade Econômica (*ice*) sobre o Índice de Gini (*Gini*), formulou-se um modelo cuja composição, além das variáveis mencionadas, constitui-se pelas seguintes variáveis independentes: salário mínimo real médio nacional (*Salmr*); participação dos empregos industriais no total de empregos para cada unidade da federação (*Indempg*) e o produto *per capita* de cada Estado, mais o Distrito Federal (*Pibpc*).

Inicialmente, estimou-se os modelos estáticos de painel, com efeitos fixos e efeitos aleatórios, de acordo com as seguintes equações:

$$Gini_{it} = \alpha_i + \beta_1 ice_{it} + \beta_2 salmr_t + \beta_3 Indempg_{it} + \beta_4 Pibpc_{it} + \mu_{it} \quad (11)$$

$$Gini_{it} = \alpha + \beta_1 ice_{it} + \beta_2 salmr_t + \beta_3 Indempg_{it} + \beta_4 Pibpc_{it} + c_i + v_{it} \quad (12)$$

em que α_i representa os efeitos fixos que são específicos da Unidade Federativa (UF*i*); μ_{it} é o termo de erro do modelo de efeitos fixos; c_i representa os efeitos aleatórios de cada UF*i*; v_{it} é o termo de erro do modelo de efeitos aleatórios; e α é a constante comum a todos os Estados.

Tabela 05 - Parâmetros Estimados com Dados de Painel usando Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios

VARIÁVEIS		COEFICIENTES ESTIMADOS		
Dependente: GINI		Efeitos Fixos*	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos Robusto
Independente	ice	[0.047]*	[0.021]*	[0.047]*
	salmr	0.223*	0.303*	0.223*
	Indempg	1.002*	0.43*	1.002*
	Pibpc	0.096*	0.121*	0.096*
Intercepto	constante	0.36*	0.441*	0.36*

Fonte: Elaboração própria com resultados obtidos por meio do *software Stata*.

Nota 1: As significâncias estatísticas aos níveis de 1%, 5% e 10% são, respectivamente, indicadas pelos seguintes símbolos: *, ** e ***.

Nota 2: O Teste de Hausman com $\text{prob} > \chi^2$ 0.0000, indica a predileção pelo modelo de efeitos fixos.

O modelo estático de painel com efeitos fixos apresentou um R^2 dentro dos Estados de 0.3165, assim as variáveis independentes utilizadas são responsáveis por explicar 31,65% das variações ocorridas no Índice de Gini em cada Unidade da Federação brasileira ao longo do tempo (2003-2021)¹². O teste F, com um valor de p muito próximo de 0, sugere a rejeição da hipótese nula de ausência de efeitos fixos, indicando que o modelo com efeitos fixos é o mais adequado neste caso. Ademais, o teste F para a significância global do modelo também foi muito próximo de 0, rejeitando a hipótese nula de que todos os coeficientes são iguais a 0.

No caso do modelo de efeitos aleatórios, este apresentou um R^2 dentro dos Estados um pouco inferior ao de efeitos fixos, de 0.2783, sugerindo que 27,83% das variações ocorridas no Índice de Gini de cada Estado ao longo do período avaliado seriam provocadas pelas variáveis independentes do modelo. O teste χ^2 apresentou *prob* bastante próximo de 0, mostrando que pelo menos uma das variáveis independentes do modelo é estatisticamente significativa para explicar o comportamento da variável dependente (Índice de Gini).

Ao aplicar o modelo de efeitos fixos, notou-se que todos os parâmetros estimados foram significativos em todos os níveis de significância avaliados (10%, 5% e 1%), incluindo a constante que apresentou sinal positivo, como aponta a Tabela 05. O Índice de Complexidade Econômica apresentou sinal negativo (-0.047), como esperado, indicando que aumentos na complexidade econômica das unidades federativas brasileiras estão associadas à redução da desigualdade de renda dessas UF.

Isso significa que, ao considerar o Índice de Gini médio de 2021, que foi 0,484, um aumento de 1 unidade no ICE está associado a uma redução média de 9,6% na desigualdade de renda. Um impacto de quase 10% sobre o Índice de Gini médio não é trivial, mostrando uma relação de magnitude expressiva de eventuais alterações da estrutura produtiva, com repercussões nos níveis de complexidade, sobre os níveis de desigualdade de renda, reforçando a importância de políticas que promovam a diversificação da economia e incentivem aqueles setores que congregam condições para uma alavancagem da complexidade econômica.

As demais variáveis apresentaram sinais positivos e divergentes do esperado, apontando que aumentos no salário mínimo real médio nacional (Salmr), na participação do

¹² A Tabela 05 destaca apenas os coeficientes dos modelos sem defasagem, contudo, os demais dados das estimações mencionadas encontram-se reportados no apêndice A desta dissertação.

emprego industrial (Indempg) e do produto *per capita* (Pibpc) dos Estados estão associados a elevações nos níveis de desigualdade de renda. O coeficiente encontrado para o Salmr (0.223) sugere que a elevação unitária na variação do salário mínimo real médio nacional provoca uma alteração média do Índice de Gini de aproximadamente 0,223 pontos. No mesmo sentido, uma elevação do produto *per capita* (0.096) e da participação dos empregos industriais (1.002) estão associados a um aumento do Índice de Gini médio em uma magnitude respectiva de 0,096 e 1 ponto.

No modelo de efeitos aleatórios não se verificou alterações nos sinais dos coeficientes nem nas significâncias associadas a estes. Evidentemente, a magnitude dos parâmetros estimados nesta técnica divergiu dos parâmetros estimados pelos efeitos fixos. O teste de Hausman, apresentou $prob > \chi^2$, muito próximo de 0, de modo que, ao nível de 1% de significância, rejeita-se a hipótese nula. A hipótese nula do teste é de que não há diferença sistemática entre os coeficientes estimados nos modelos, permitindo concluir que o modelo de efeitos fixos é preferível ao de efeitos aleatórios. Como o teste de Hausman apontou a predileção pelos efeitos fixos, tem-se que o modelo de efeitos fixos é robusto.

Ademais, não houve diferenciação nos parâmetros estimados com efeitos fixos robustos, cabendo salientar que o modelo de efeitos fixos robustos não apresenta alteração de parâmetros com relação ao modelo sem robustez, uma vez que o ajuste é feito sobre os erros-padrão, tornando-os mais confiáveis e permitindo uma conclusão mais adequada a respeito da significância estatística. Assim, a significância associada aos coeficientes estimados também se manteve para todos os níveis testados (10%, 5% e 1%). Os resultados, portanto, corroboram para a conclusão de que a elevação da complexidade econômica dos Estados possui impacto significativo na redução da desigualdade de renda nestes locais.

Dessa forma, os resultados apresentados estão alinhados com os encontrados por Hartmann *et al.* (2017), os quais demonstraram que economias com níveis mais elevados de complexidade produtiva tendem a apresentar menores níveis de desigualdade. Os autores haviam concluído que “países que vivenciam aumentos na complexidade econômica tendem a observar uma redução em seu nível de desigualdade de renda” (HARTMANN *et al.*, 2017, p. 76, tradução nossa), já que o aumento da diversificação produtiva possibilitaria também um aumento de oportunidade ocupacionais.

Em complemento, Lee e Vu (2019) também corroboram os resultados encontrados por esta pesquisa para a relação entre o Índice de Complexidade Econômica e o Índice de Gini, na medida em que identificam uma correlação entre economias mais complexas e menores níveis

de desigualdade, argumentando que esse é um processo resultante do aumento da inclusão e diversificação ocupacional proporcionada pela construção de estruturas produtivas mais complexas. Assim, os autores corroboram com os argumentos de Hartmann (2014) e afirmam que “estruturas econômicas complexas estão associadas a melhores instituições e maior sindicalização, o que reduz a desigualdade de renda” (LEE e VU, 2019, p. 5, tradução nossa).

Ademais, os resultados verificados neste trabalho apontam que elevações do salário mínimo real médio nacional podem estar associados ao processo de concentração da renda. Note ainda que uma elevação do produto *per capita*, bem como da participação do emprego industrial, podem ter um efeito contraintuitivo, contribuindo para o processo de concentração da renda. Em outras palavras, essa elevação na produção e nos empregos na indústria pode significar mais oportunidades de trabalho e aumento de salários para a população, mas também impulsiona a produtividade e os lucros das empresas. Entretanto, o aumento nos lucros das empresas não é distribuído de forma igualitária; ou seja, a riqueza gerada fica concentrada nas mãos de poucos, os donos das empresas, enquanto os trabalhadores não experimentam um aumento proporcional em seus salários.

Nesse contexto, vale a pena considerar o observado por Lee e Vu (2019), no qual afirmam que o aumento da complexidade está diretamente associado a um benefício mais evidente para trabalhadores que possuem melhor qualificação e sugerem que pode haver um efeito oposto sobre a desigualdade de renda, caso não sejam adotadas políticas de cunho redistributivo, no sentido de incluir aqueles que são menos qualificados. Assim, uma elevação do salário mínimo real, do produto *per capita* e da participação do emprego industrial sem alteração dos mecanismos basilares de redistribuição de renda – como o nível de qualificação dos indivíduos – poderiam resultar em um efeito oposto ao desejável.

O impacto positivo do salário mínimo real nacional sobre o Índice de Gini, embora contraintuitivo, faz sentido sob a lógica econômica, uma vez que o aumento do piso salarial real tem impacto direto sobre os custos de produção das empresas. As empresas, sobretudo aquelas ligadas a setores mais intensivos em mão de obra, ao enfrentarem uma elevação no custo desse fator de produção, tendem – logicamente – a tentar preservar o *mark up* (a margem adicionada sobre o custo de produção de um bem para a definição do seu preço, ou seja, o lucro), o que implica em uma elevação dos preços dos bens finais.

Em geral, ocorre que os setores mais intensivos em mão de obra são fornecedores de produtos consumidos, de maneira mais ampla, pela parte da população com menor renda. Assim, a elevação do preço desses bens, afeta essa camada da sociedade de forma mais

intensa, gerando uma desproporcionalidade entre as classes de poder aquisitivo mais baixas e as mais elevadas. Assim, enquanto parte do ganho real do trabalhador é enxugado pela elevação dos preços, o ganho dos empresários é mantido ou ampliado, evidenciando uma concentração de capital com aumento da participação destes na renda total, o que agrava o processo de distribuição de riquezas. De acordo com Summa:

[...] é possível conceber uma relação mais estrutural entre a política de valorização do salário mínimo e a inflação, pela importância dessa primeira sobre as transferências de renda, a melhora no mercado de trabalho e no poder de barganha dos trabalhadores, que acabou gerando um processo de valorização real do salário médio, com consequências inflacionárias sobretudo para o caso dos serviços livres, estes muito intensivos em trabalho, com produtividade baixa e pouco (ou nada) restritos pela concorrência internacional (2014, p. 19).

Ademais, também não é incoerente que a elevação da participação do emprego industrial esteja associada a um aumento de desigualdade, visto que o setor industrial costuma propiciar remunerações mais elevadas, mas também possuem segregações internas, com empregos ligados a atividades capital-intensivas e mão de obra-intensivas, sendo esta última uma atividade que oferece menores remunerações.

Com efeito, o crescimento de participação do emprego industrial, nem sempre se traduz em crescimento do emprego ligado às atividades de mais elevada remuneração, em ritmo similar as de menores salários, principalmente na condição estrutural da economia das Unidades Federativas brasileiras que, em geral, estão associadas a uma baixa diversificação e sofisticação produtiva, o que implica a necessidade de uma mão de obra menos qualificada e de remuneração inferior.

Esse processo pode conduzir a desigualdades, na medida em que atividades capital-intensivas proporcionam uma concentração de riqueza, com distribuição de rendimentos a poucos indivíduos, enquanto as atividades mão de obra-intensivas não oferecem um nível similar de distribuição dos rendimentos. Isso ocorre porque aquelas atividades capital-intensivas apresentam uma tendência a lucros mais elevados e salários médios, enquanto as menos intensivas possuem a tendência de oferecer mais empregos, porém com baixos salários.

Ademais, como apontam dados da RAIS (2024), entre 2003 e 2021, houve um crescimento da participação de empregos ligados a atividades de comércio e serviços, os quais demandam menor qualificação e oferecem menores remunerações. Esses fatores, em comunhão com o processo inflacionário e a perda de poder aquisitivo das classes mais baixas, em virtude da manutenção do *mark up* praticado pelas empresas, podem ter contribuído para

que os dados revelassem uma relação positiva entre a participação do emprego industrial e o Índice de Gini, sendo esta uma característica inerente à atual estrutura redistributiva dos Estados brasileiros.

O PIB *per capita*, que também apresentou uma relação positiva quando associado ao Índice de Gini, não tem uma vinculação inequívoca no sentido de revelar resultado oposto ao encontrado, haja vista que esse indicador, embora importante como parâmetro de produtividade de uma localidade e podendo apontar para padrões de desenvolvimento, não é suficiente para caracterizar a estrutura de distribuição de rendimentos e, por vezes, a sua análise estrita pode conduzir a interpretações equivocadas.

Uma relação positiva entre o produto *per capita* e a desigualdade de renda, como verificado, pode indicar que, apesar do crescimento econômico ao longo dos anos 2003 a 2021, os Estados ainda não construíram uma estrutura de redistribuição da renda que possibilitasse uma compatibilidade do crescimento médio com menores níveis de desigualdade de renda.

Uma possível explicação para isso pode ser encontrada nas discussões propostas por Kuznets (1955), no qual sugere que, durante o processo de crescimento e desenvolvimento, ocorre inicialmente um aumento da desigualdade, com a concentração de renda em setores mais intensivos em capital e que exigem maior qualificação. Somente com a diversificação da economia e o aprimoramento da capacitação profissional é que, em um estágio posterior, a desigualdade tende a diminuir.

Assim, com a finalidade de melhorar a confiabilidade dos resultados encontrados nos modelos estáticos de dados em painel, estima-se adicionalmente os modelos com defasagem temporal. As estimações dos modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios são representados, respectivamente, pelas seguintes equações:

$$Gini_{it} = \alpha_i + \varphi Gini_{i(t-1)} + \beta_1 ice_{i(t-1)} + \beta_2 salmr_{t-1} + \beta_3 Indempg_{i(t-1)} + \beta_4 Pibpc_{i(t-1)} + \mu_{it} \quad (13)$$

$$Gini_{it} = \alpha + \varphi Gini_{i(t-1)} + \beta_1 ice_{i(t-1)} + \beta_2 salmr_{(t-1)} + \beta_3 Indempg_{i(t-1)} + \beta_4 Pibpc_{i(t-1)} + c_i + v_{it} \quad (14)$$

sendo que $(t - 1)$ faz referência a variável defasada em uma unidade de tempo e $Gini_{i(t-1)}$ é o próprio Índice de Gini defasado, sujeito a um parâmetro φ que afere o impacto do valor passado da desigualdade de renda sobre o seu valor presente.

Tabela 06 - Parâmetros estimados com dados em painel com defasagem usando efeitos fixos e efeitos aleatórios

VARIÁVEIS		COEFICIENTES ESTIMADOS		
Dependente: GINI		Efeitos Fixos*	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos Robusto
Independente	$Gini_{i(t-1)}$	0.505*	0.745*	0.505*
	$ice_{i(t-1)}$	[0.025]*	0.003	[0.025]*
	$salmr_{(t-1)}$	0.213*	0.19*	0.213*
	$Indempg_{i(t-1)}$	0.396*	[0.054]**	0.396*
	$Pibpc_{i(t-1)}$	[0.039]	[0.05]***	[0.039]***
Intercepto	constante	0.187*	0.13*	0.187*

Fonte: Elaboração própria com resultados obtidos por meio do *software Stata*.

Nota 1: As significâncias estatísticas aos níveis de 1%, 5% e 10% são, respectivamente, indicadas pelos seguintes símbolos: *, ** e ***.

Nota 2: O Teste de Hausman com $\text{prob} > \chi^2$ 0.0000, indica a predileção pelo modelo de efeitos fixos.

O painel com efeitos fixos, cujos coeficientes e significância estão expostos na Tabela 06, apresentou um R^2 dentro dos Estados de 0.4995, sugerindo que as variáveis explicativas utilizadas respondem por 49,95% das variações ocorridas no Índice de Gini em cada Estado brasileiro ao longo do período em análise¹³. O teste F, por sua vez, apresentou um *prob* muito próximo de 0, o que sugere a rejeição da hipótese nula de que não há efeitos fixos no modelo, sugerindo que o mais adequado é o uso do modelo de efeitos fixos. O teste F, que avalia a significância conjunta dos parâmetros do modelo, também resultou um *prob* muito próximo de 0, portanto, aceitando a hipótese alternativa de que existe pelo menos um parâmetro estimado diferente de 0.

A estimação por efeitos aleatórios revelou um R^2 dentro dos Estados um pouco inferior ao verificado no modelo de efeitos fixos, com 0.4672, apontando que 46,72% das variações ocorridas no Índice de Gini de cada Estado ao longo do período seriam provocadas

¹³ A Tabela 06 destaca apenas os coeficientes relativos aos modelos defasados, contudo, os demais dados das estimações mencionadas encontram-se reportados no apêndice B desta dissertação.

pelas variáveis independentes do modelo. O teste χ^2 , assim como nos modelos estáticos sem defasagem, revelou um valor *prob* próximo de 0, indicando que pelo menos uma das variáveis independentes do modelo é estatisticamente relevante para explicar o comportamento da variável dependente.

No painel com efeitos fixos, os coeficientes estimados foram significativos a 10%, 5% e 1%, com exceção do produto *per capita* ($Pibpc_{i(t-1)}$). O produto *per capita* defasado ($Pibpc_{i(t-1)}$), apesar de figurar com coeficiente de sinal negativo, o que poderia indicar que uma elevação de *Pibpc* defasado implicaria em uma redução do Gini presente, não foi estatisticamente significativa.

O Índice de Complexidade Econômica ($ice_{i(t-1)}$) defasado apresentou um sinal negativo, como esperado. Como discutido anteriormente, estes resultados reforçam que aumentos na complexidade econômica dos Estados brasileiros estão associados à redução da desigualdade de renda verificada neles, enfatizando que a complexidade econômica verificada no passado é importante para os níveis de desigualdade de renda observados no presente.

Contudo, os resultados também reiteraram os sinais obtidos na primeira estimação do modelo estático de painel para as demais variáveis, reforçando a relação positiva das variáveis salário mínimo real médio nacional defasado ($salmr_{t-1}$) e da participação do emprego industrial defasada dos Estados ($Indempg_{i(t-1)}$). Esses resultados sugerem que, *ceteris paribus*, um aumento do salário mínimo real médio nacional do passado implica em aumento da desigualdade de renda no presente, assim como o aumento da participação do emprego industrial no passado acarreta em elevação do Índice de Gini.

No caso de efeitos aleatórios, nota-se algumas divergências nos sinais e significâncias dos parâmetros. O $ice_{i(t-1)}$ foi estimado com sinal positivo, mas sem significância estatística em quaisquer níveis considerados (10%, 5% e 1%). O $Gini_{i(t-1)}$ e o $Salmr_{t-1}$ continuaram com sinais positivos e estatisticamente significativos em até 1%. A variável $Indempg_{i(t-1)}$ apresentou um sinal negativo, portanto, divergindo das estimações feitas até este ponto. Além disso, o parâmetro estimado apresentou significância ao nível de 5%. O $Pibpc_{i(t-1)}$ que, no caso de efeitos fixos apresentou insignificância do coeficiente em todos os níveis, nas estimações por efeitos aleatórios mostrou significância ao nível de 10% com um parâmetro positivo.

O teste Hausman revelou um $prob > \chi^2$ próximo de 0, o que resulta em rejeição da hipótese nula de que não existem diferenças sistemáticas entre os coeficientes estimados nos modelos, mostrando evidências de que ao nível de 1% o modelo de efeitos fixos é preferível ao de efeitos aleatórios. Assim como no caso do modelo estático de painel, o mais indicado é estimar por efeitos fixos, por ser mais robusto.

A Tabela 06 apresenta ainda os resultados das estimações por efeitos fixos robustos para o modelo de painel com uma defasagem. Os parâmetros foram semelhantes ao modelo estimado sem robustez, tanto em magnitude quanto em sinal. O destaque a ser considerado é com relação ao produto *per capita* defasado ($Pibpc_{i(t-1)}$), o qual embora não tenha tido qualquer significância estatística quando foi aplicado apenas efeitos fixos, mostrou que há significância ao nível de 10% no caso dos efeitos fixos robustos.

Assim, comparando os modelos com e sem defasagem, ou não estimados por efeitos fixos, verifica-se que a única variável que apresentou alguma divergência de significância estatística foi o produto *per capita* ($Pibpc_{i(t-1)}$), o qual também apresentou sinais contrastantes. As demais variáveis, muito embora tenham variado em magnitude entre os diferentes modelos, mantiveram os sinais ao longo das estimações, com os seus os parâmetros apresentado significância estatística para a explicação da desigualdade de renda. Apesar da consistência dos sinais estimados, todas as demais variáveis – com exceção do $ice_{i(t-1)}$ – apresentam sinais divergentes com o esperado pela literatura tradicional.

Como a literatura frequentemente sugere uma relação entre crescimento da complexidade econômica e crescimento do produto *per capita*, associados a uma melhora nos níveis de desenvolvimento, tal qual apontado por Hidalgo e Hausmann (2009), testa-se ainda, com dados em painel, um modelo capaz de capturar mudanças nos efeitos dos parâmetros a partir de um limiar (*Painel Threshold*), tal como proposto por Hansen (1999, 2000), sugerindo, portanto, uma relação não linear entre o Índice de Complexidade Econômica e o Índice de Gini.

Como mencionado na revisão de literatura, Freitas, Souza e Lima (2024), já acusavam a suspeita sobre a existência de uma não linearidade na relação entre essas variáveis, podendo haver um nível a partir do qual a complexidade econômica poderia propiciar uma distribuição mais equitativa da renda. Acredita-se que pode haver uma inconsistência nos efeitos do produto *per capita* sobre a desigualdade de renda, associada à mudança de comportamento da complexidade dos Estados ao longo do tempo. Em outras palavras, o impacto do Índice de

Complexidade Econômica sobre o Índice de Gini pode estar condicionado à variação do produto *per capita* nas distintas Unidades da Federação. Para testar esta hipótese, o modelo a ser estimado é o seguinte:

$$Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 Gini_{i(t-1)} + \beta_1 salmr_t + \beta_3 indempg_{it} + \beta_4 ice_{it} I(Pibpc_{it} \leq \gamma) + \alpha_t + \epsilon_{it} \quad (15)$$

sendo que $I(\cdot)$ é uma função indicadora que assume valor 1 se a função dentro do parêntese for verdadeira e 0, caso contrário; γ é o valor estimado para o *threshold*; α_t representa os efeitos fixos de tempo; e ϵ_{it} o termo de erro do modelo.

Na estimativa da primeira etapa do modelo, verifica-se que o modelo linear com efeitos de tempo apresentam variáveis dependentes com os mesmos sinais observados nas estimações anteriores, inclusive, com o Índice de Complexidade Econômica (*ice*) sugerindo um efeito negativo sobre a desigualdade de renda (Tabela 07). Entretanto, a participação do emprego industrial foi estimada como não significativa pelo t-val (HAC - *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent*). Vale salientar que o Durbin-Watson aponta uma autocorrelação controlada, mas a hipótese nula de ausência de heteroscedasticidade foi rejeitada.

A ocorrência de heteroscedasticidade já é esperada por este tipo de modelo, de modo que o próprio *software* (gretl), utilizado para a estimação do modelo, contorna tal problema automaticamente através do erro padrão robusto e t-valor HAC. A técnica HAC permite o ajuste do erro padrão no modelo na presença de suspeita de heteroscedasticidade e autocorrelação serial, o que possibilita a estimação de coeficientes mais confiáveis.

No modelo *threshold*, as variáveis $Gini_{i(t-1)}$, *Salmr* e *Indempg* foram estimadas como variáveis exógenas, portanto, independentes do regime de limiares. A variável *ICE*, por sua vez, que é objeto central desta análise, foi estimada como variável dependente do regime de limiar, sujeitando-se a variável *threshold* definida como sendo *Pibpc* (variação percentual anual do PIB *per capita* dos Estados). Dentre as variáveis dependentes do regime, novamente, a participação do emprego industrial (*Indempg*) não apresentou significância estatística, revelando um t-valor (HAC) baixo (1,1242).

Ao avaliar o Índice de Complexidade Econômica (*ICE*), exposto na Tabela 07, como dependente do regime, notou-se inicialmente (antes que se avaliasse o *bootstrap*) que o *ICE*

teria um impacto negativo sobre a desigualdade de renda associados à variação do produto *per capita* (Pibpc), mas em magnitudes distintas a partir de um limiar. A análise direta dos resultados mostraria a existência de um limiar estabelecido em 0,059, o que representa a variação média do produto *per capita* dos Estados que divide dois regimes diferentes para o impacto do ICE.

Em outras palavras, haveria um impacto distinto do Índice de Complexidade Econômica sobre o Índice de Gini em função do crescimento médio do produto per capita ser inferior ou superior a 5,9%. Portanto, poderia se interpretar que quando os PIB *per capita* dos Estados crescessem a taxas iguais ou inferiores ao *threshold* de 0,059, o aumento de 1 unidade no ICE provocaria uma redução de -0,022 no Índice de Gini em termos absolutos, por outro lado, também seria possível concluir que quando o Pibpc cresce acima do *threshold*, o impacto do ICE sobre a desigualdade de renda seria ainda mais intenso, provocando uma redução do Gini de -0,027 para cada unidade de aumento do ICE.

Tabela 07 - Parâmetros estimados com dados em painel com efeito *threshold* (Regime de Limiares)

MODELO	VARIÁVEL	COEFICIENTE	DESCRIÇÕES	
Modelo linear com efeitos de tempo	Variável dependente: Gini		R ² entre as UF	0,7898
	$Gini_{i(t-1)}$	0,469*	durbin-watson	2,0083
	salmr	4,657*		
	indempg	0,154	Teste de Homoscedasticidade (Prob)	0,000
	ICE	[0,023]*		
	Constante	0,409*		
Coeficientes independentes do regime	Variável dependente: Gini		R ² entre as UF	0,7917
	$Gini_{i(t-1)}$	0,468*	durbin-watson	1,9944
	salmr	4,624*		
	Indempg	0,17	Teste de Homoscedasticidade (Prob)	0,000
	constante	0,407*		
Coeficientes dependentes do regime	Variável Threshold: PIBPC		Bootstrap p-valor	0,525
	Pibpc(Thres≤0,059)	ICE [0,022]*		
	Pibpc(Thres>0,059)	ICE [0,027]*		

Fonte: Elaboração própria com os resultados obtidos por meio do *software Gretl*.

Nota: As significâncias estatísticas aos níveis de 1%, 5% e 10% são, respectivamente, indicadas pelos seguintes símbolos: *, ** e ***.

No entanto, o teste que dá validade ao regime *threshold* é o *bootstrap*, que testará a hipótese nula de que não há *threshold* no modelo, sendo a hipótese alternativa de que existe *threshold*. Desse modo, quando o p-valor associado ao *bootstrap* se aproxima de zero,

aumenta-se as chances de rejeitar a hipótese nula, a partir dos níveis de significância estipulados. No caso do modelo estimado, o *bootstrap* apresentou p-valor de 0.525, ou seja, elevado e fora da zona de rejeição da hipótese nula. Com efeito, a hipótese nula da não existência de um *threshold* foi aceita.

Os coeficientes do Índice de Complexidade Econômica, associados aos dois regimes do modelo quando o *threshold* é o produto *per capita*, são negativos e estatisticamente significantes, como aponta o t-valor (HAC). Isso indica que a influência do Índice de Complexidade Econômica sobre a desigualdade de renda é robusta, como reforçado por testes econométricos anteriores, embora não apresente evidência de que o produto *per capita* é uma variável *threshold* eficaz.

Apesar da significância estatística do *ICE*, no sentido de que este contribua para reduzir o Índice de Gini, o *bootstrap* elevado sugere que a delimitação de um regime – baseado no *Pibpc* – não é necessária para explicar o impacto da complexidade sobre a desigualdade de renda, ou seja, a inclusão do *threshold* não melhora o modelo de maneira significativa, quando comparado ao modelo linear.

Isso não significa, por sua vez, que não exista uma outra variável capaz de explicar o comportamento do Índice de Complexidade Econômica de forma não linear, contudo, o que o resultado revela é que, se existe um regime não linear que explique a relação entre o *ICE* e a desigualdade de renda, esse regime não é satisfatoriamente explicado por meio produto *per capita*. Outras variáveis, como fatores educacionais que ajudam a captar o nível de qualificação da população, são candidatos interessantes que poderiam explicar um comportamento não linear do *ICE* sobre a desigualdade de renda, visto que a literatura frequentemente aponta a qualificação como uma limitação de acesso por classes mais pobres a empregos de remunerações mais elevadas, os quais podem desencadear um processo redistributivo mais eficiente.

Com o intuito de consolidar o entendimento estatístico sobre a existência ou não de um regime entre produto *per capita* e o Índice de Complexidade, faz-se uma segunda estimação com o modelo *threshold* invertendo o papel dessas duas variáveis. Neste exercício, o Índice de Complexidade Econômica passou a figurar com a variável *threshold*, enquanto o produto *per capita* passou a posição de variável dependente do regime. Com essa sutil, mas relevante modificação, a equação que representa o modelo proposto passa a ser o seguinte:

$$Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 Gini_{i(t-1)} + \beta_1 salmr_t + \beta_3 indempg_{it} \quad (16)$$

$$+ \beta_4 Pibpc_{it} I(ice_{it} \leq \gamma) + \alpha_t + \epsilon_{it}$$

A Tabela 08 apresenta o modelo estimado com a variável explicativa $Gini_{i(t-1)}$, cujo modelo linear com efeito de tempo acusa um coeficiente positivo e significativo a 1%, mostrando que aumentos da desigualdade de renda do passado contribuem para a desigualdade de renda do presente. Assim como no modelo apresentado anteriormente, o salário mínimo real médio nacional (Salmr) apresentou significância a 1% e relação positiva com desigualdade de renda, enquanto a participação do emprego industrial (Indempg) e o produto *per capita* dos Estados (Pibpc) não apresentaram significância estatística. Neste caso não foram estimados parâmetros para o ICE, visto que neste exercício ele integra a equação como uma variável *threshold*, cuja validade é atestada pelo *bootstrap*, diferindo da utilização na estimação anterior.

Tabela 05 - Parâmetros estimados com dados em painel com efeito *threshold* (Regime de Limiares)

MODELO	VARIÁVEL	COEFICIENTE	DESCRIÇÕES	
Modelo linear com efeitos de tempo	Variável dependente: Gini		R ² entre	0,7822
	$Gini_{i(t-1)}$	0,504*	durbin-watson	2,0069
	Salmr	4,937*		
	Indempg	0,074	Teste de Homoscedasticidade (Prob)	0,000
	Pibpc	[0,021]		
	Constante	0,414*		
Coefficientes independentes do regime	Variável dependente: Gini		R ² entre	0,7846
	$Gini_{i(t-1)}$	0,505*	durbin-watson	2,0134
	salmr	4,936*		
	Indempg	0,084	Teste de Homoscedasticidade (Prob)	[0,000]
	constante	0,413*		
Coefficientes dependentes do regime	Variável Threshold: ICE		Bootstrap p-valor	0,411
	ICE(Thresh≤-0,814)	Pibpc 0,049		
	ICE(Thresh>-0,814)	Pibpc [0,044] **		

Fonte: Elaboração própria com os resultados obtidos por meio do *software Gretl*.

Nota: As significâncias estatísticas aos níveis de 1%, 5% e 10% são, respectivamente, indicadas pelos seguintes símbolos: *, ** e ***.

Como é possível verificar na Tabela 05, o modelo *threshold* apresentou constante, $Gini_{i(t-1)}$ e Salmr como positivas e significativas a 1%, enquanto Indempg não foi

estatisticamente significativa. No que se refere aos regimes *thresholds* – cujo Índice de Complexidade Econômica (ICE) operou como *threshold* do coeficiente dependente *Pibpc* – apenas um dos regimes apresentaram significância estatística (ao nível de 5%), o que, em última instância, não é relevante visto que o *bootstrap* foi elevado, invalidando a existência de *threshold* no modelo.

Apesar disso, note-se que o *threshold* apresentou valor negativo, o que é natural, visto que a variável utilizada neste caso foi o Índice de Complexidade Econômica cujos Estados brasileiros, em geral, apresentam índices negativos, o que influencia o cálculo da amostra. Extrapolando para uma situação hipotética em que o *bootstrap* tivesse validado o uso do *threshold* – o que não foi o caso – a interpretação dos coeficientes poderia ser de que para Estados com Índice de Complexidade Econômica menor ou igual a -0,814, ou seja, com valores tendendo ao negativo, o impacto do aumento percentual do produto *per capita* seria positivo, implicando em aumento da desigualdade (contudo, como destacado, este parâmetro foi estatisticamente insignificante), por outro lado, caso o *bootstrap* tivesse validado o *threshold*, o resultados iriam apontar que nos Estados com ICE superior a -0,814, tendendo ao positivo, a elevação percentual do produto *per capita* teria um impacto negativo sobre o Índice de Gini, reduzindo a desigualdade de renda. Contudo, reitera-se que o cenário deste parágrafo é meramente hipotético, com fim de ampliar a compreensão sobre os resultados da técnica econométrica adotada, não sendo válida a hipótese de existência de *threshold* nas estimações das Tabelas 07 e 08.

Como pode ser observado ao longo desta exposição, o produto *per capita* dos Estados brasileiros apresentou resultados divergentes nas estimativas realizadas, tanto no sentido de impacto na variável dependente (se positivo ou negativo), quanto em relação a significância estatística. Por esta razão, para o período avaliado (2003-2021) não é possível afirmar que o produto *per capita* tenha tido um papel relevante na determinação da desigualdade de renda dos Estados brasileiros, verificado através do Índice de Gini.

O Índice de Complexidade Econômica, por outro lado, mostrou consistência nos resultados estimados, sugerindo categoricamente que aumentos da complexidade das Unidades da Federação estão associados à redução da desigualdade de renda nas UF.

Os resultados revelaram que não parece existir um regime de limiares entre o PIB *per capita* e o Índice de Complexidade Econômica, o qual seria capaz de categorizar quantitativamente o impacto dessas variáveis sobre o comportamento do Índice de Gini. Por essa razão, a hipótese levantada por esta pesquisa é comprovada apenas parcialmente, não

sendo possível concluir que existe uma relação não linear entre a complexidade econômica e a desigualdade de renda.

Este trabalho também revelou surpreendentemente que o salário mínimo real médio nacional, entre 2003 e 2021, impactou significativa e positivamente o Índice de Gini das Unidades da Federação brasileira, sugerindo que a sua elevação está associada a um aumento da desigualdade de renda verificada nessas UF. Como discutido previamente, embora o resultado seja contraintuitivo, não é incoerente sobre a lógica econômica. Como apontado por Summa (2014), pode haver uma relação estrutural entre o processo de valorização do salário mínimo que ocorreu no período e a inflação.

Assim, como exposto durante a discussão dos resultados, a relação positiva do salário mínimo médio nacional com a desigualdade de renda pode estar associado a um mecanismo no qual os ganhos reais são absorvidos pelo processo inflacionário, resultado de um ajuste de *mark up* das empresas frente a elevação do piso salarial que teria como consequência uma elevação dos custos de produção, principalmente, naquelas atividades que tem como característica o uso mais intensivo de mão de obra e que são responsáveis pela produção de bens consumidos majoritariamente pelas classes que auferem menores remunerações.

Os resultados da participação dos empregos industriais dos Estados foram divergentes em relação aos modelos de efeitos fixos estimados anteriormente (com e sem defasagem) quando comparados ao modelo *threshold*. Ademais, os resultados encontrados para a participação dos empregos industriais dão conta de uma relação positiva entre esta variável e a desigualdade de renda.

A ideia é que a elevação da participação do emprego industrial poderia aprofundar a desigualdade de renda, em razão da própria diferenciação salarial verificada no setor industrial para atividades capital-intensiva e mão de obra-intensiva. Esse processo sofreria um agravamento dadas as características estruturais das Unidades da Federação brasileira que revelam uma baixa diversificação produtiva e acabam demandando mão de obra de menor qualificação.

Em síntese, a análise empírica corrobora a hipótese de que um aumento na complexidade econômica resulta na redução da desigualdade de renda, mas rejeitou a hipótese de não linearidade entre essas duas variáveis. O salário mínimo médio nacional, dada a atual estrutura distributiva brasileira, se mostrou um fator impulsionador da desigualdade de renda, e não o contrário, como seria desejável e esperado por uma parte da literatura. O produto *per capita* apresentou resultados contraditórios entre as estimativas com e sem defasagem, além

de ter sido rejeitado como um *threshold* viável para relação da complexidade com a desigualdade de renda. A participação do emprego industrial, embora tenha se mostrado consistente nos modelos com e sem defasagem, tendo efeitos positivos sobre a desigualdade de renda, na estimação do modelo *threshold* não revelou significância estatística.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diante do contexto atual em que a abordagem da complexidade econômica ganha cada vez mais espaço ao redor do mundo, como um mecanismo explicativo das estruturas e dinâmicas econômicas, esta dissertação surge como um complemento para as discussões frequentemente colocadas pela academia, com contribuições especiais no trato dessa abordagem ao nível regional e com a sugestão de técnicas que possuem a capacidade de refinar o entendimento da conexão entre a complexidade e os demais fatores econômicos.

Desse modo, esta pesquisa teve como objetivo geral realizar uma análise empírica da complexidade econômica regional brasileira, fazendo uma associação com o movimento de distribuição de renda. Definiu três objetivos específicos: 1) conduzir uma revisão teórica e empírica sobre a discussão da complexidade econômica e da desigualdade de renda, voltada a um contexto regional; 2) Realizar uma análise descritiva de dados para o período 2003-2021, com ênfase na caracterização da estrutura produtiva e de distribuição de rendimentos dos Estados brasileiros e, por fim, 3) Conduzir estimações econométricas que pudessem testar as questões levantadas pelo problema destacado.

O cumprimento de cada objetivo se deu com a construção de 1 capítulo para a discussão de cada tópico, partindo do seguinte problema de pesquisa: O processo de complexificação da economia influencia o padrão de distribuição de renda observado entre os Estados brasileiros? Se essa relação for verdadeira, é possível concluir que existe uma relação não linear entre essas variáveis? A hipótese que se sucedeu ao levantamento do problema é que, tanto o aumento da complexidade econômica nos Estados brasileiros possuiria uma relação com a redução da desigualdade de renda, quanto a relação entre esses fatores ocorreria de forma não linear.

Para alcançar o objetivo e testar a hipótese proposta, realizou-se uma ampla revisão da literatura, que fundamentou teoricamente o estudo ao testar a relação entre complexidade econômica, crescimento e desigualdade de renda. Essa revisão destacou as bases teóricas das discussões sobre complexidade econômica, com ênfase no debate seminal de Hidalgo e Hausmann (2009) e Hausmann *et al.* (2014), além de explorar extensões aplicadas a contextos regionais, como as propostas por Freitas (2019) e Freitas *et al.* (2023). Essa abordagem permitiu compreender como a sofisticação econômica e a diversidade produtiva influenciam a dinâmica do crescimento e da distribuição de renda, tanto no âmbito internacional quanto regional. A revisão da literatura empírica revelou que a complexidade econômica exerce um

efeito positivo tanto no crescimento quanto na disparidade de renda, corroborando a hipótese deste estudo. Contudo, observou-se que essa relação, embora consistente, pode ser influenciada por fatores estruturais e institucionais, além de apresentar sinais de não linearidade.

Na sequência, realiza-se uma caracterização da estrutura produtiva e distributiva, destacando as disparidades regionais e a heterogeneidade econômica entre as Unidades da Federação (UF). Os dados revelam que as UF com estruturas produtivas mais diversificadas e complexas estão concentradas em regiões específicas, como o Sul e o Sudeste, evidenciando fatores histórico-estruturais que marcaram a formação econômica do país e perpetuam as desigualdades regionais.

Para testar a hipótese, foram utilizadas técnicas econométricas tradicionais de dados em painel estático e painel *threshold*. Os resultados confirmam o papel relevante da complexidade econômica na determinação da desigualdade de renda nas Unidades Federativas brasileiras, indicando que uma maior sofisticação produtiva está associada a uma melhor distribuição de renda, o que corrobora parcialmente a hipótese do estudo. No entanto, o modelo *threshold* rejeitou a existência de um ponto de inflexão relacionado ao produto *per capita* no período analisado (2003-2021), sugerindo que não há evidências de não linearidade entre as variáveis no contexto especificado. Contudo, deve-se avançar na análise incorporando métricas educacionais e de qualificação profissional, que podem ser mais adequadas para redefinir o limiar. Esses fatores estão possivelmente relacionados ao aumento da mobilidade de indivíduos de classes ocupacionais inferiores para posições de maior remuneração, acompanhando o progresso e a sofisticação da economia.

Os resultados ressaltam ainda o impacto de variáveis como o salário mínimo real, a participação do emprego industrial e o produto *per capita* na distribuição de renda. Em geral, essas variáveis demonstraram uma relação positiva com a desigualdade de renda. O produto *per capita* apresentou resultados inconsistentes entre as estimações, impossibilitando uma conclusão robusta sobre seu papel. O salário mínimo real, no contexto atual dos estados brasileiros, mostrou-se um fator que aumenta a desigualdade. A participação do emprego industrial também foi associada a um aumento na desigualdade, conforme os modelos de efeitos fixos com e sem defasagem, embora não tenha apresentado significância estatística na estimação *threshold*. Os resultados para o salário mínimo real e a participação do emprego industrial refletem a estrutura distributiva dos estados brasileiros, marcada pela baixa diversificação e sofisticação econômica. Do exposto, pode-se afirmar que predominam na

economia brasileira à baixa qualificação de indivíduos das classes de renda mais baixa, que não apenas limita a complexificação econômica das UF, mas também impede sua transição para ocupações melhor remuneradas, restringindo o potencial para uma distribuição mais equitativa da renda.

Em suma, o objetivo foi atingido, mas a hipótese levantada foi confirmada parcialmente. Não obstante, essa dissertação apresenta a aplicação inovadora do Modelo Threshold e traz como principal contribuição a introdução de uma nova abordagem sobre a relação existente entre a complexidade econômica e a desigualdade de renda, analisando-a sob uma perspectiva não linear e em função de uma terceira variável. Dessa forma, coloca-se pioneiramente uma outra perspectiva nos estudos dessa abordagem e abre-se caminho para que futuras pesquisas possam contribuir para esse debate.

REFERÊNCIAS

- AHUAJI FILHO, Marco Aurelio Sigismondi; RAIHER, Augusta Pelinski. Exportações por Intensidade Tecnológica dos Estados Brasileiros e sua importância no crescimento econômico. **Análise Econômica**, v. 36, n. 69, 2018. Disponível em: <<https://www.seer.ufrgs.br/AnaliseEconomica/>>. Acesso em: 23 set. 2023.
- AHUAJI FILHO, Marco Aurelio Sigismondi; RAIHER, Augusta Pelinski. Padrão tecnológico da indústria paranaense e o crescimento econômico. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, v. 9, n. 2, p. 96-119, mai-ago. 2013. Disponível em: <<https://www.rbgrd.com.br/revista/>>. Acesso em: 19 nov. 2024.
- ALEM, A.C. e PESSOA, R.M. (2005), “O setor de bens de capital e o desenvolvimento econômico: quais são os desafios?”, **BNDES Setorial**, Vol. 22 No. 1, pp. 71-88. Disponível em: <<https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/>>. Acesso em: 31 dez. 2023.
- AMORIM, Airton L.; SCALCO, Paulo R.; BRAGA, Marcelo J.. Crescimento econômico e convergência de renda nos estados brasileiros: uma análise a partir dos grandes setores da economia. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 39, n. 3, p. 359-370, 2008. Disponível em: <<https://www.bnb.gov.br/revista/>>. Acesso em: 05 nov. 2024.
- ARTHUR, W. Brian. Complexity and the Economy. **Science**, v. 284, n. 5411, p. 107-109, 1999. DOI: 10.1126/science.284.5411.107. Disponível em: <<https://www.elgaronline.com/>>. Acesso em: 09 out.2024.
- BALASSA, Bela. Exports and economic growth: further evidence. **Journal of development Economics**, v. 5, n. 2, p. 181-189, 1978. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/>>. Acesso em: 18 mar. 2024.
- BALLAND, Pierre-Alexandre; JARA-FIGUEROA, Cristian; PETRALIA, Sergio; STEIJN, Mathieu; RIGBY, David; HIDALGO, César A. Complex economic activities concentrate in large cities. **Nature Human Behaviour**, 2019. Disponível em: <<https://www.nature.com/articles/>>. Acesso em: 14 mai. 2024.
- CANER, Mehmet; HANSEN, Bruce E. Instrumental variable estimation of a threshold model. *Econometric theory*, v. 20, n. 5, p. 813-843, 2004. Disponível em: <<https://www.cambridge.org/core/journals/econometric-theory/article/>>. Acesso em: 10 jun. 2024.
- CARVALHAES, Flávio. A. de O. *et al.*. Os impactos da geração de empregos sobre as desigualdades de renda: Uma análise da década de 2000. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, São Paulo, v. 29, n. 85, p. 79-89, 2014. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/rbcsoc/>>. Acesso em: 22 nov. 2024.
- CARVALHO, Danielle E. *et al.*. Complexidade econômica e crescimento do PIB per capita: uma análise de diferenças-em-diferenças para os municípios brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 50., 2022, Fortaleza. **Anais [...]**. Fortaleza: ANPEC, 2022. p. 1-15. <Disponível: <https://en.anpec.org.br/>>. Acesso em: 22 out. 2024.
- CHELALA, Cláudia; CHELALA, Charles. Oito décadas da economia do Amapá. In: PORTO, Jadson (Org.). *Amapá - Oitenta anos de novas acionalidades e dinâmicas territoriais*

(1943-2023). Maringá, PR: **Uniedusul**, 2023. Cap. 2, p. 14-30. Disponível em: <<https://www2.unifap.br/ppgdas/>>. Acesso em: 09 nov. 2024.

COUTO, Ana C. L.; BRITO, Elohá C.; SILVA, Claudeci da. Crescimento pró-pobre: uma análise da heterogeneidade nos estados brasileiros (2012-2019). *Acta Scientiarum. Human and Social Sciences*, v. 43, e56101, 2021. Disponível em: <<https://www.redalyc.org/journal/>>. Acesso em: 28 ago. 2024.

CHU, Lan K.; HOANG, Dung P. How does economic complexity influence income inequality? New evidence from international data. *Economic Analysis and Policy*, v. 68, p. 44–57, 2020. Disponível: <<https://www.sciencedirect.com/science/>>. Acesso em: 11 jun. 2024.

DATAVIVA. Base de dados do Cedeplar, UFMG. Disponível em: <<https://www.dataviva.info/pt/>>. Acesso em: 12 jan. 2024.

FELIPE, Jesus et al.. Product complexity and economic development. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 23, p. 36-68, 2012. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/>>. Acesso em: 28 jul. 2024.

FREITAS, Elton Eduardo et al. Indústrias relacionadas, complexidade econômica e diversificação regional: uma aplicação para microrregiões brasileiras. **Tese (Doutorado em economia)** - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte, MG, p. 150, 2019. Disponível em: <<https://repositorio.ufmg.br/handle/1843/37951>>. Acesso em: 25 set. 2023.

FREITAS, Elton E. *et al.* **Dataviva: espaço de atividades e indicadores regionais de complexidade econômica**. Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, 2023. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/>>. Acesso em: 18 dez. 2023.

FREITAS, Elton E.; PAIVA, Emilia A.. Diversificação e sofisticação das exportações: uma aplicação do product space aos dados do Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 46, n. 3, p. 79-98, 2015. Disponível em: <<https://www.bnb.gov.br/revista/>>. Acesso em: 28/09/2023.

FREITAS, Elton E.; SOUZA, Maria E. V.; LIMA, Nicole V. de A.. Complexidade econômica e desigualdade de renda: uma análise das unidades federativas brasileiras. Encontro Nacional de Economia, Enaber 2024, São Paulo, 2024. Disponível em: <<https://brsa.org.br/wp-content/>>. Acesso em 25 out. 2024.

FUNDAÇÃO AMAZÔNIA DE AMPARO A ESTUDOS E PESQUISAS (FAPESPA). *Boletim da Indústria Paraense*. Belém: FAPESPA, 2023. Disponível em: <<https://www.fapespa.pa.gov.br/boletins/>>. Acesso em: 21 nov. 2024.

FURTADO, Celso. **Formação econômica do Brasil**. Companhia das Letras, 2020.

GALA, Paulo. **Complexidade econômica: uma nova perspectiva para entender a antiga questão da riqueza das nações**. 1. ed. Rio de Janeiro: Contraponto, 2017.

GIOMO, Danniele *et al.*. Impacto da complexidade econômica na desigualdade de renda nas unidades da federação brasileira: uma análise econométrica. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 51., 2023, Rio de Janeiro. **Anais [...]**. Rio de Janeiro: ANPEC, 2023. p. 1-20. Disponível em: <<https://en.anpec.org.br/>>. Acesso em: 29 set. 2024.

GODOI, Rodrigo A. de. **Análise de Indicadores de Complexidade Econômica das Mesorregiões Brasileiras com Base em suas Matrizes de Exportações e Importações**. 2022. 88 f. Dissertação (Mestrado em Ciências) – Escola de Artes, Ciências e Humanidades, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2022.. Disponível em: <<https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/>>. Acesso em: 28 set. 2023.

HARTMANN, Dominik. **Economic complexity and human development: how economic diversification and social networks affect human agency and welfare**. 1. ed. Abingdon, Oxon: Routledge, 2014. (Routledge Studies in Development Economics, 110). Disponível em: <<https://library.oapen.org/>>. Acesso em: 24 mar. 2024.

HARTMANN, Dominik *et al.*. Linking economic complexity, institutions, and income inequality. **World Development**, v. 93, p. 75-93, 2017. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/>>. Acesso em: 12/11/2023.

HANSEN, B. E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. **Journal of Econometrics**, v. 93, n. 2, p. 345–368, 1999. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/>>. Acesso em: 10 jun. 2024.

HANSEN, B. E. Sample splitting and threshold estimation. **Econometrica**, v. 68, n. 3, p. 575–603, 2000. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/>>. Acesso em: 10 jun. 2024.

HIDALGO, César A. *et al.*. The product space conditions the development of nations. **Science**, v. 317, n. 5837, p. 482-487, 2007. Disponível em: <<https://www.science.org/doi/abs/10.1126/science.1144581>>. Acesso em: 10 nov. 2023.

HIDALGO, César A.; HAUSMANN, Ricardo. The building blocks of economic complexity. **Proceedings of the national academy of sciences**, v. 106, n. 26, p. 10570-10575, 2009. Disponível em: <<https://www.pnas.org/cgi/doi/10.1073/pnas.0900943106>>. Acesso em: 17 jul. 2023.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: microdados. Rio de Janeiro: IBGE, [2024]. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 02 mai. 2024.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua: microdados. Rio de Janeiro: IBGE, 2024. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 02 mai. 2024.

INSTITUTO DE ESTUDOS PARA O DESENVOLVIMENTO INDUSTRIAL (IEDI). **Indústria e estratégia de desenvolvimento socioeconômico do Brasil**. 24 jun. 2022. Disponível em: <<https://www.iedi.org.br/artigos/>>. Acesso em: 24 nov. 2024.

IPEADATA. Base de dados do Ipea. Disponível em: <<http://ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 20 jan. 2024.

KALDOR, Nicholas. (1966). **Causes of the Slow Rate of Growth of the United Kingdom**. Cambridge, Cambridge University Press.

KUZNETS, Simon. Economic Growth and Income Inequality. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955. Disponível em: <<https://www.taylorfrancis.com/>>. Acesso em: 02 mai. 2024.

LEE, Kang-Kook; VU, Trung. Economic complexity, human capital, and income inequality: A cross-country analysis. **MPRA Paper No.** 94960, 2019. Disponível em: <<https://link.springer.com/>>. Acesso em: 07 jul. 2024.

LENCIONI, Sandra. Regiões metropolitanas do Brasil: radiografia da dinâmica recente do emprego industrial e da remuneração do trabalhador. In: LEMOS, Amalia Inés Geraiges de; ARROYO, Mónica; SILVEIRA, María Laura (Org.). América Latina: cidade, campo e turismo. São Paulo: **CLACSO**, 2006. p. 107-118. Disponível em: <<http://bibliotecavirtual.clacso.org.ar/ar/libros/>>. Acesso em: 05 out. 2024.

MARCHIORO, Luana W.; GUBERT, Denise; GUBERT, Veridiane. A Teoria dos Polos de Crescimento e Desenvolvimento de Perroux e a implantação na Zona Franca de Manaus na região Norte do Brasil. **Revista de Estudos Sociais**, v. 16, n. 31, p. 186-202, 2014. Disponível em: <<https://periodicoscientificos.ufmt.br/>>. Acesso em: 20 set. 2024.

MEALY, Penny; TEYTELBOYM, Alexander; FARMER, J. Doyne. Interpreting economic complexity. **Science Advances**, v. 5, n. 1, 2019. Disponível em: <<https://www.science.org/>>. Acesso em: 13 ago. 2024.

PASINETTI, Luigi L. A mathematical formulation of the Ricardian system. **The Review of Economic Studies**, v. 27, n. 2, p. 78-98, 1960. Disponível em: <<https://academic.oup.com/>>. Acesso em: 18 fev. 2024.

PEREIRA, Adriano J.; SILVA, Guilherme J. da; LARRUSCAIM, Igor de M.. Padrão de exportação e desenvolvimento econômico, ou, o que se exporta importa: uma análise da complexidade econômica da estrutura produtiva brasileira. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 51., 2023, Rio de Janeiro. **Anais [...]**. Rio de Janeiro: ANPEC. p. 1-20. Disponível em: <<https://en.anpec.org.br/>>. Acesso em: 22 set. 2024.

PREBISCH, Raúl. El desarrollo económico de la América Latina y algunos de sus principales problemas. *Boletín Económico de América Latina*, Santiago de Chile, v. VII, n. 1, p. 1-23, fev. 1962. Disponível em: <https://repositorio.cepal.org/>. Acesso em: 17 mar. 2024.

REZENDE, Ezequiel H. *et al.*. Complexidade econômica e emprego formal no Brasil: evidências de regressão produtiva entre 2006 e 2020. **Revista Mercado de Trabalho**, v. 76, p. 62-78, 2023. Disponível em: <<https://repositorio.ipea.gov.br/handle/>>. Acesso em: 13 out. 2024.

RIBEIRO, Alcimar das C.; PASSOS, William. Competitividade, produtividade e emprego industrial fluminense: uma análise do período 2001-2021. **Espaço e Economia** (Online), 27, 2024. Disponível em: <<https://journals.openedition.org/espacoeconomia/>>. Acesso em: 22 out. 2024.

RIBEIRO, Cássio G.; CARDOZO, Soraia A.; MARTINS, Humberto. Dinâmica regional da indústria de transformação no Brasil (2000-2017). **Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais**, v. 23, 2021. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/rbeur/>> Acesso em: 15 nov. 2024.

RIBEIRO, Matheus P.; ALMEIDA, Eduardo S. de. Convergência de Renda, Interdependência Tecnológica e Complexidade Econômica: Evidências Empíricas do Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 48., 2020, Online. **Anais [...]**. Rio de Janeiro: ANPEC, 2020. p. 1-20. Disponível em: <<https://en.anpec.org.br/>>. Acesso em: 22 out. 2024.

RICARDO, David. **Princípios de economia política e tributação**. 1. ed. São Paulo: LeBooks, 1817. (Coleção Economia Política). ISBN 9788583862253.

ROMERO, João P *et al.*. Economic complexity and regional economic development: evidence from Brazil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 50., 2022, Fortaleza. **Anais [...]**. Fortaleza: ANPEC, 2022. p. 1-20. Disponível em: <<https://en.anpec.org.br/>>. Acesso em: 24 out. 2024.

SABOIA, João. Efeitos do salário mínimo sobre a distribuição de renda no Brasil no período 1995/2005: resultados de simulações. **Revista Econômica**, v. 9, n. 2, p. 132, 2007. Disponível em: <<https://www.researchgate.net/profile/Joao-Saboia-2/>>. Acesso em: 26 out. 2024.

SABOIA, João *et al.*. Mercado de trabalho, salário-mínimo e distribuição de renda no Brasil no passado recente. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 25, n. 2, p. 1-30, 2021. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/rec/>>. Acesso em: 08 out. 2024.

SAIA, Pedro P. **Desigualdade de Renda e Complexidade Econômica: a América Latina e o Caribe no Século XXI**. 2022. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Economia, Campinas, 2022. Disponível em: <<https://repositorio.unicamp.br/>>. Acesso em 09 set. 2024.

SCHUMPETER, Joseph A. **Capitalismo, socialismo e democracia**. Tradução de Luiz Antônio Oliveira de Araújo. São Paulo: Editora UNESP Digital, 2017.

SILVA, Fernando J. B.. **A complexidade econômica nos estados brasileiros durante o boom de commodities**. 2021. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2021. Disponível em: <<https://repositorio.unicamp.br/>>. Acesso em: 28 out. 2024.

SILVA, Leone G.. **Comportamento Setorial do Emprego e da Remuneração da Economia Brasileira, no Período 2005 a 2013**. 2022. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) — Universidade Estadual do Sudoeste da Bahia, Departamento de Ciências Sociais Aplicadas, Vitória da Conquista, 2022.

SMOLSKI, Felipe M. da S.; RUFFONI, Janaina; MASCARINI, Suelene. Impactos da complexidade econômica e *relatedness* sobre o crescimento econômico das microrregiões brasileiras. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 51., 2023, Rio de Janeiro. **Anais [...]**. Rio de Janeiro: ANPEC, 2023. Disponível em: <<https://en.anpec.org.br/>>. Acesso em: 13 set. 2024.

SOARES, Gleison O.. **A complexidade econômica e a distribuição de renda na economia catarinense entre 2000-2018**. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Centro Socioeconômico, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, SC, 2022. Disponível em: <<https://repositorio.ufsc.br/handle/>>. Acesso em: 27 ago 2023.

SOUZA, Caique A. de. **Crescimento e distribuição de renda no Brasil entre 2003 e 2010**. 2024. Monografia (Bacharelado em Ciências Econômicas) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas. Disponível em: <<https://repositorio.unicamp.br/>>. Acesso em: 03 out. 2024.

SUMMA, Ricardo. **Uma nota sobre a relação entre salário mínimo e inflação no Brasil a partir de um modelo de inflação de custo e conflito distributivo**. Rio de Janeiro: Instituto

de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2014. (Texto para Discussão, n. 012). Disponível em: <<https://www.excedente.org/artigos/>>. Acesso em: 07 out. 2024.

TEIXEIRA, Felipe Orsolin et al. Grau de especialização da cesta de exportações e sua relação com o crescimento econômico dos estados brasileiros. Encontro de economia da região sul (ANPEC-SUL), v. 21, 2018. Curitiba, PR, Brasil. **Anais**, 2018. Disponível em: <<https://www.anpec.org.br/sul/>>. Acesso em: 30 set. 2023.

ZAGATO, Lígia M. de J. C. *et al.*. **A armadilha da renda média e os obstáculos à transformação estrutural: a curva S da complexidade econômica**. São Paulo: FGV, 2019. (Texto para Discussão, 508). Disponível em: <<https://bibliotecadigital.fgv.br/>>. Acesso em: 19 out. 2024.

APÊNDICE A - Informações Complementares das Estimações Sem Defasagem

EFEITOS FIXOS	R-sq	Within	0.3165	Number of obs		513
				Number of groups		27
		Between	0.1980	Obs per group	min	19
					avg	19.0
		Overall	0.0043		max	19
	corr (u _i , xb)		-0.8404	F(4,482)		55.80
				Prob > F		0.0000
	F test that all u _i =0			F(26, 482) - 18.41		
			Prob > F	0.0000 P		
EFEITOS ALEATÓRIOS	R-sq	Within	0.2783	Number of obs		513
				Number of groups		27
		Between	0.2030	Obs per group	min	19
					avg	19.0
		Overall	0.0025		max	19
	corr (u _i , x)		0	Wald chi2(4)		136.60
				Prob > chi2		0.0000
EFEITOS FIXOS ROBUSTOS	R-sq	Within	0.3165	Number of obs		513
				Number of groups		27
		Between	0.1980	Obs per group	min	19
					avg	19.0
		Overall	0.0043		max	19
	corr (u _i , xb)		-0.8404	F(4.26)		29.87
				Prob > F		0,0000P

Fonte: Elaboração própria com resultados obtidos por meio do *software Stata*.

APÊNDICE B - Informações Complementares das Estimações Com Defasagem

EFEITOS FIXOS	R-sq	Within	0.4995	Number of obs		486
				Number of groups		27
		Between	0.0858	Obs per group	min	18
					avg	18.0
	Overall	0.3120			max	18
	corr (u_i , xb)		-0.1878	F(5.454)		90.63
				Prob > F		0.0000
	F test that all u_i=0			F(26, 454) - 3.14		
Prob > F			0.0000 P			
EFEITOS ALEATÓRIOS	R-sq	Within	0.4672	Number of obs		486
				Number of groups		27
		Between	0.9835	Obs per group	min	18
					avg	18.0
	Overall	0.6365			max	18
	corr (u_i , x)		0	Wald chi2(4)		840.59
				Prob > chi2		0.0000
EFEITOS FIXOS ROBUSTOS	R-sq	Within	0.4995	Number of obs		486
				Number of groups		27
		Between	0.0858	Obs per group	min	18
					avg	18.0
	Overall	0.3120			max	18
	corr (u_i , xb)		-0.1878	F(5,26)		125.67
				Prob > F		0,0000

Fonte: Elaboração própria com resultados obtidos por meio do *software Stata*.