



UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE ACADÊMICO DO AGRESTE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

CLÁUDIA RAFAELA ALVES FERREIRA

**ABERTURA COMERCIAL, DESIGUALDADE DE RENDA E PROTEÇÃO SOCIAL:
evidências empíricas para o Brasil entre 2014 e 2021**

Caruaru
2025

CLÁUDIA RAFAELA ALVES FERREIRA

**ABERTURA COMERCIAL, DESIGUALDADE DE RENDA E PROTEÇÃO SOCIAL:
evidências empíricas para o Brasil entre 2014 e 2021**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial para obtenção do título de mestre em Economia.
Área de concentração: **Economia Regional**

Orientador (a): Monaliza de Oliveira Ferreira

Caruaru
2025

.Catalogação de Publicação na Fonte. UFPE - Biblioteca Central

Ferreira, Claudia Rafaela Alves.

Abertura comercial, desigualdade de renda e proteção social: evidências empíricas para o Brasil entre 2014 e 2021 / Claudia Rafaela Alves Ferreira. - Caruaru, 2025.

62 f.: il.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Pernambuco, Centro Acadêmico do Agreste, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2025.

Orientação: Monaliza de Oliveira Ferreira.

Inclui referências e apêndices.

1. Abertura comercial; 2. Gastos sociais; 3. Desigualdade de renda; 4. Proteção social; 5. Emprego; 6. System-GMM. I. Ferreira, Monaliza de Oliveira. II. Título.

UFPE-Biblioteca Central

CLÁUDIA RAFAELA ALVES FERREIRA

**ABERTURA COMERCIAL, DESIGUALDADE DE RENDA E PROTEÇÃO SOCIAL:
evidências empíricas para o Brasil entre 2014 e 2021**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial para obtenção do título de mestre em Economia. Área de concentração: **Economia Regional**

Aprovada em: 28/05/2025.

BANCA EXAMINADORA

Participação via Videoconferência

Profa. Dra. Monaliza de Oliveira Ferreira (Orientadora)
PPGECON/UFPE

Participação via Videoconferência

Prof. Dr. Marcus Vinícius Amaral e Silva (Membro Interno)
PPGECON/UFPE

Participação via Videoconferência

Profa. Dra. Sónia Maria Fonseca Pereira Oliveira Gomes (Membro Externo)
DECON/UFRPE

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço a Deus pela força e perseverança concedidas ao longo desta jornada. À minha família, e em especial à minha mãe Rosângela, deixo meu eterno agradecimento pelo apoio incondicional e por tornar os meus sonhos possíveis.

Aos colegas de turma, com quem compartilhei dias difíceis e de quem recebi apoio mútuo ao longo desta caminhada. Aos amigos de longa data, que sempre acreditaram em mim e estiveram presentes nos momentos de dificuldade.

Agradeço aos professores do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECON), da Universidade Federal de Pernambuco, Campus Acadêmico do Agreste, cujos ensinamentos foram essenciais para minha formação.

Agradeço, de forma especial, à minha orientadora, Profa. Dra. Monaliza de Oliveira Ferreira. Sua paciência, dedicação e constante apoio foram fundamentais para a realização deste trabalho e para fortalecer minha vontade de seguir na trajetória acadêmica.

Agradeço também, desde já, as contribuições da banca examinadora Prof. Dr. Marcus Vinícius Amaral e Silva e Profa. Dra. Sônia Maria Fonseca Pereira Oliveira Gomes.

Por fim, agradeço à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo apoio financeiro, que tornou possível minha dedicação exclusiva aos estudos.

RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo geral analisar empiricamente as relações entre abertura comercial, desigualdade de renda e proteção social a partir de dados estaduais anuais referentes ao período de 2014 a 2021. Para isso, foram realizados dois ensaios para: (i) analisar como as despesas sociais do governo influenciam a desigualdade de renda em um contexto de abertura comercial e (ii) analisar os efeitos da exposição ao comércio internacional e do nível de emprego sobre a proteção social, ambos utilizando o método System-GMM. Os principais dados utilizados foram coletados a partir do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do Portal da Transparência, do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC/ComexStat) e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Como resultado, a partir do primeiro ensaio foi possível observar que os gastos públicos com assistência social, com assistência social parecem reduzir a desigualdade, enquanto investimentos em educação e saúde estão associados a maior desigualdade, possivelmente devido à qualidade ou composição dos gastos. Quanto à abertura comercial, importações podem aumentar desigualdades, ao passo que exportações tendem a reduzi-las, beneficiando setores intensivos em trabalho. O PIB per capita reforça a relação inversa entre crescimento econômico e desigualdade. Quanto ao segundo ensaio, os principais resultados revelam que a exposição à exportação tende a elevar os gastos com proteção social, enquanto a exposição às importações aumenta pressões por proteção diante da concorrência. Variáveis de capital humano e emprego sugerem que trabalhadores qualificados demandam mais proteção por menor adaptabilidade a choques. A presença feminina no mercado formal relaciona-se negativamente à proteção social. À guisa de conclusão, para reduzir os impactos da abertura comercial sobre a desigualdade de renda e a proteção social, é necessária a ampliação de políticas sociais que considerem as heterogeneidades regionais dos estados brasileiros.

Palavras-Chave: abertura comercial; gastos sociais; desigualdade de renda; proteção social; emprego; system-gmm.

ABSTRACT

The present work aims to empirically analyze the relationships between trade opening, income inequality and social protection from annual state data for the period 2014-2021. To this end, two trials were carried out to: (i) analyze how government social spending influences income inequality in a context of trade opening and (ii) analyze the effects of exposure to international trade and employment level on social protection, both using the System-GMM method. The main data used were collected from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), the Transparency Portal, the Ministry of Industry, Foreign Trade and Services (MDIC/ComexStat) and the Annual Social Information Report (RAIS). As a result, from the first essay it was possible to observe that public spending on social assistance seems to reduce inequality, while investments in education and health are associated with greater inequality, possibly due to the quality or composition of expenditures. Regarding trade openness, imports may increase inequality, whereas exports tend to reduce it by benefiting labor-intensive sectors. GDP per capita reinforces the inverse relationship between economic growth and inequality. As for the second essay, the main results reveal that export exposure tends to increase social protection spending, while import exposure raises pressures for protection in the face of competition. Human capital and employment variables suggest that skilled workers demand more protection due to lower adaptability to shocks. Female participation in the formal labor market is negatively related to social protection. In conclusion, to reduce the impacts of trade opening on income inequality and social protection, it is necessary to expand social policies that take into account the regional heterogeneity of Brazilian states.

Keywords: trade opening; social spending; income inequality; social protection; employment; system-gmm.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 -	Indicadores de desigualdade por Estado.....	26
Figura 2 -	Índice de Gini por Estado.....	27
Figura 3 -	Medida de Theil por Estado.....	27
Figura 4 -	Gastos com Assistência Social per capita por Estado.....	28
Figura 5 -	Gastos com Educação per capita por Estado.....	29
Figura 6 -	Gastos com Saúde per capita por Estado.....	29

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Descrição das Variáveis e Fonte dos Dados do ensaio 1.....	23
Quadro 2 - Descrição das Variáveis e Fonte dos Dados do ensaio 2.....	44
Quadro 3 - Resumo das Principais Teorias de Comércio Internacional.....	59
Quadro 4 - Resumo das Principais Teorias de Economia Regional.....	61

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 -	Estatísticas descritivas dos índices de Gini nos estados brasileiros.....	24
Tabela 2 -	Estatísticas descritivas dos índices de Theil nos estados brasileiros.....	25
Tabela 3 -	Escolaridade, população e PIB per capita por Estados (2014 e 2021).....	30
Tabela 4 -	Estatísticas Descritivas das Variáveis do Ensaio 1.....	31
Tabela 5 -	Resultados da Estimação dos Modelos (Variável dependente: Gini).....	31
Tabela 6 -	Resultados da Estimação dos Modelos (Variável dependente: Theil).....	33
Tabela 7 -	Estatísticas Descritivas das Variáveis do ensaio 2.....	45
Tabela 8 -	Resultados da Estimação dos Modelos do ensaio 2.....	46

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	12
2	IMPACTO DOS GASTOS SOCIAIS E DA ABERTURA COMERCIAL SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL PARA O PERÍODO DE 2014 A 2021.....	15
2.1	Introdução.....	15
2.2	Revisão de Literatura.....	17
2.3	Estratégia Empírica.....	20
2.3.1	<i>Método de Análise</i>	20
2.3.2	<i>Dados</i>	22
2.4	Resultados e Discussão.....	30
2.5	Considerações Finais.....	34
3	EFEITOS DA EXPOSIÇÃO COMERCIAL E DO EMPREGO SOBRE A PROTEÇÃO SOCIAL NO BRASIL NO PERÍODO DE 2014 A 2021.....	37
3.1	Introdução.....	37
3.2	Revisão de Literatura.....	39
3.3	Estratégia Empírica e Base de Dados.....	42
3.4	Resultados e Discussão.....	45
3.5	Considerações Finais.....	48
4	CONCLUSÕES.....	49
	REFERÊNCIAS.....	51
	APÊNDICE A – TEORIAS DE SUPORTE SOBRE COMÉRCIO INTERNACIONAL.....	59
	APÊNDICE B – TEORIAS DE SUPORTE SOBRE ECONOMIA REGIONAL.....	61

1 INTRODUÇÃO

A globalização refere-se ao avanço da integração econômica internacional, que fortalece os vínculos comerciais e financeiros entre as economias (Gauterio, 2015). Nesse contexto, o desempenho do comércio internacional está no centro dos debates econômicos globais. (FMI, 2021). De acordo com a teoria neoclássica, o comércio internacional gera ganhos ao permitir uma alocação mais eficiente dos recursos com base nas vantagens comparativas. Por isso, barreiras comerciais são vistas como prejudiciais à eficiência e ao bem-estar. A abertura comercial, portanto, atrai interesse de países com histórico de protecionismo (Farias, 2012).

Nas últimas décadas, o comércio mundial passou por algumas transformações importantes, como a redução das tarifas protecionistas e a intensificação de acordos de livre comércio. Esses movimentos evidenciam o descompasso da economia brasileira em relação à dinâmica do comércio internacional, reflexo da ausência de uma estratégia nacional consistente de política comercial (Casagrande, 2018).

No Brasil, o processo de abertura comercial teve impactos relevantes na economia, afetando não apenas a produtividade, mas também o grau de concorrência entre as empresas, o emprego, os salários, a distribuição de renda, a proteção social e o comércio. Esses efeitos, em conjunto, influenciaram todo o processo de crescimento econômico do país. Na economia brasileira observa-se que as regiões mais desenvolvidas, como o Sul e o Sudeste, estão mais integradas à economia internacional em comparação com as regiões menos desenvolvidas, como o Nordeste. Essa diferença de integração reflete disparidades regionais que influenciam a maneira como os benefícios e desafios da abertura comercial se distribuem pelo país (Hidalgo e Sales, 2014).

Observando o corte estadual, entre 2001 e 2014, a participação do comércio internacional no PIB variou significativamente entre os estados brasileiros. Em 2001, Amazonas, Espírito Santo e Paraná lideravam o ranking, enquanto Acre, Roraima e Tocantins apresentavam os menores índices de abertura comercial. Em 2014, o Mato Grosso assumiu a liderança, registrando uma das maiores expansões no período. Por outro lado, estados como Espírito Santo, São Paulo, Paraná e Amazonas, que se mostraram mais integrados ao comércio exterior ao longo dos anos, apresentaram quedas expressivas refletindo os impactos da crise de 2008. Após a crise, apenas três estados não tiveram retração na abertura comercial, enquanto

que Paraná, Rio Grande do Sul e Espírito Santo, mantiveram tendência de queda (Campos, 2020).

No que se refere aos impactos da abertura comercial, estudos como o de Cameron (1978) e Katzenstein (1985) mostram que essa integração amplia a vulnerabilidade das economias às flutuações dos mercados globais. Como forma de lidar com esse desafio, muitos países optam por combinar uma maior exposição ao comércio com políticas sociais mais abrangentes, buscando compensar os trabalhadores pelos riscos crescentes no mercado de trabalho.

Nesse contexto, após a liberalização do comércio em países da América Latina, especialmente no Brasil, diversos programas de assistência social foram implementados, com foco em subsídios e transferências de renda para famílias em situação de vulnerabilidade (Schady *et al.*, 2009). No caso brasileiro, destacam-se iniciativas como o Programa Bolsa-Escola, do Ministério da Educação; o Bolsa-Alimentação, do Ministério da Saúde; o Auxílio-Gás, do Ministério de Minas e Energia; e o Programa Fome Zero. Posteriormente, esses programas foram unificados no Programa Bolsa Família (PBF).

Diversos autores, na literatura nacional, já investigaram os efeitos da abertura comercial sobre a desigualdade de renda e a proteção social (Barreto, Castelar e Benevides, 2003; Sidou Junior, 2007; Daumal e Özyurt, 2010; Arruda *et al.*, 2013; Hidalgo e Sales, 2014; Gauterio, 2015; Campos, 2020). No entanto, esses estudos tendem a negligenciar o papel dos gastos sociais do governo e do nível de emprego. A principal lacuna identificada na literatura nacional refere-se à compreensão dos efeitos das despesas sociais sobre a desigualdade de renda associada à abertura comercial, bem como da influência do nível de emprego sobre a proteção social em cenários de exposição ao comércio internacional.

Dessa forma, o objetivo geral deste trabalho consiste em analisar empiricamente as relações entre abertura comercial, desigualdade de renda e proteção social a partir de dados estaduais no período de 2014 a 2021. Para tal, pretendeu-se especificamente: (i) analisar como as despesas sociais do governo influenciam a desigualdade de renda em um contexto de abertura comercial e (ii) analisar os efeitos da exposição ao comércio internacional e do nível de emprego sobre a proteção social.

Para a análise econométrica utiliza-se os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do Portal da Transparência, do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC/ComexStat) e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). O método

econométrico utilizado neste estudo foi o modelo dinâmico System-GMM, proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).

Dada a relevância da globalização, é importante compreender tanto seu potencial de aumentar a eficiência econômica quanto seus impactos negativos, especialmente em economias em desenvolvimento. Entender seus benefícios e limitações é essencial para a formulação de políticas públicas que resguardem os indivíduos em situação de vulnerabilidade.

Além desta Introdução, esta dissertação está organizada em três seções. A primeira é referente ao primeiro ensaio: Impacto dos Gastos Sociais e da Abertura Comercial sobre a Desigualdade de Renda no Brasil no período de 2014 a 2021; enquanto a segunda, corresponde ao segundo ensaio: Efeitos da Exposição Comercial e do Emprego sobre a Proteção Social no Brasil no período de 2014 a 2021. Por fim, apresentam-se as conclusões gerais do trabalho.

2 IMPACTO DOS GASTOS SOCIAIS E DA ABERTURA COMERCIAL SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL PARA O PERÍODO DE 2014 A 2021

Sabendo-se da importância econômica dos gastos sociais e da abertura comercial no Brasil, este ensaio analisa o efeito desses fatores sobre a desigualdade de renda por meio de dados estaduais.

2.1 Introdução

Nas últimas décadas, o impacto da crescente integração internacional, impulsionada pela expansão do comércio, sobre a desigualdade tem sido um tema central de discussão na economia. Esse contexto tem intensificado o debate sobre os efeitos distributivos da abertura comercial, questionando se ela acentua as disparidades ou contribui para a redução das desigualdades entre países e indivíduos (Campos, 2020; Heimberger, 2020). Nesse sentido, a criação de políticas sociais que melhorem a capacidade da economia de beneficiar-se da abertura comercial demanda uma compreensão dos fatores que geram a desigualdade (Hui e Bhaumik, 2023).

De acordo com dados da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE, 2023), o Brasil registrou em 2021, um dos maiores níveis de desigualdade de renda no mundo. As rendas médias reais das famílias retornaram aos patamares de 2012, indicando uma década sem avanços significativos em termos de progresso social. No entanto, a OCDE destaca que as políticas sociais desempenham um papel fundamental na redução da pobreza e no combate às desigualdades. Dentre essas políticas, o Bolsa Família se destaca como o maior programa de transferência de renda do Brasil, voltado para a população em situação de maior vulnerabilidade.

Estudos como os de Rudra (2004), Rudra e Haggard (2005), Wong (2016) e Urata e Narjoko (2017) destacam os benefícios do aumento dos gastos sociais¹ diante das pressões geradas pela abertura comercial. O aumento dos gastos em políticas de proteção social seria uma maneira de resguardar os cidadãos contra os impactos negativos da abertura comercial, como o aumento da desigualdade. Segundo Nooruddin e Simmons (2009), a abertura comercial pode gerar dois efeitos distintos sobre os gastos sociais nos países em desenvolvimento: (i) a expansão da abertura pode levar os governos a reduzir os gastos públicos, o que é conhecido

¹ Neste estudo, gasto social refere-se às despesas governamentais em educação, saúde e assistência social.

como a hipótese da eficiência²; e (ii) a expansão da abertura pode exigir que o governo aumente os investimentos em gastos sociais, conforme a hipótese da compensação³.

O Relatório Anual do Fundo Monetário Internacional indica que longos períodos de estagnação econômica tendem a acentuar a desigualdade. Muitos países vulneráveis ainda enfrentam dificuldades para superar sucessivas crises e correm o risco de ficar ainda mais para trás no cenário global. Além disso, a crescente desintegração econômica global ameaça ampliar as disparidades entre as economias mundiais (FMI, 2024). Paralelamente, em contextos de alta desigualdade de renda, é comum haver menor apoio às políticas de proteção social, bem como maior tolerância às disparidades econômicas, especialmente quando comparados a países menos desiguais⁴ (Kerr, 2014).

Alguns estudos (Zhang e Zhang, 2003; Rivas, 2007; Rodríguez-Pose, 2012 e Hidalgo e Sales, 2014) apontam que a abertura comercial tem contribuído para o aumento da desigualdade de renda dentro dos países, tanto em economias desenvolvidas quanto em desenvolvimento, ao longo das últimas décadas. Por outro lado, Campos (2020) mostra que no Brasil, a desigualdade regional diminuiu em todas as regiões entre 2001 e 2014, com destaque para o Centro-Oeste, onde a queda foi de aproximadamente 19%. No entanto, a Região Nordeste continua sendo a mais desigual, o que pode ser atribuído às características do mercado de trabalho e ao nível de qualificação da população.

Porém, existe uma lacuna na literatura nacional no que se refere à investigação do efeito dos gastos sociais sobre a desigualdade de renda em um contexto de abertura comercial, lacuna que este estudo se propõe a preencher. A relevância dessa análise torna-se evidente ao considerar que a abertura comercial pode acentuar disparidades socioeconômicas, enquanto os gastos sociais desempenham um papel fundamental na redução desses efeitos, influenciando a distribuição de renda no Brasil.

Dessa forma, o objetivo deste trabalho é analisar de que forma as despesas sociais do governo influenciam a desigualdade de renda em um contexto de abertura comercial, utilizando dados em nível estadual para o período de 2014 a 2021. Para isso, adota-se o modelo dinâmico

² A busca por maior integração comercial gera uma pressão para tornar o sistema econômico mais competitivo, especialmente para atrair investimentos estrangeiros, o que pode resultar na redução dos gastos sociais e em uma política fiscal mais austera. Ver Cruz-Martinez (2024).

³ Uma maior abertura comercial será acompanhada por um aumento da insegurança econômica e do emprego para a população, o que exigirá que o governo amplie os investimentos em políticas de bem-estar social. Ver Cruz-Martinez (2024).

⁴ Por exemplo, os Estados Unidos, que possuem um alto nível de desigualdade, demonstram menos apoio a programas de bem-estar social do que a Suécia, onde a distribuição de renda é mais estável.

System-GMM. A hipótese central do estudo é que o aumento dos gastos sociais contribui para mitigar os efeitos adversos da abertura comercial sobre a desigualdade de renda.

Além desta Introdução, o ensaio está dividido em mais quatro seções. A segunda seção apresenta a Revisão de Literatura, oferecendo um breve estado da arte sobre o tema. A terceira seção descreve os Dados e a Estratégia Empírica, abordando os dados e o método de pesquisa. A quarta seção apresenta os Resultados e Discussão, composta pela análise descritiva dos dados e pela discussão dos resultados obtidos. Por fim, a quinta seção é dedicada às Considerações Finais.

2.2 Revisão de Literatura

Nas últimas décadas, diversos estudos têm se concentrado na relação entre desigualdade de renda e gastos sociais do governo no contexto da integração comercial (Thompson, 1995; Deacon, 2000; Garret, 2001; Foster, 2012). Thompson (1995) destaca que a integração comercial é frequentemente defendida por seu potencial de aumentar a eficiência global. Nesse contexto, os benefícios do livre comércio são amplamente debatidos, sobretudo em relação aos ganhos que proporciona aos países desenvolvidos. No entanto, Deacon (2000) aponta que a integração comercial nas últimas décadas teve diversos impactos negativos, como o aumento da desigualdade de renda, além da maior vulnerabilidade das pessoas a riscos sociais.

Garrett (2001) apresenta resultados importantes sobre os gastos sociais em mais de 100 países entre 1970 e 1995. Ele observa que uma maior abertura comercial está associada a um aumento nos gastos públicos. No entanto, os países com maior abertura comercial experimentaram um crescimento mais moderado desses gastos, sugerindo que as restrições de eficiência decorrentes do aumento do comércio superam as pressões políticas por compensações que esse comércio poderia gerar. Além disso, o impacto do comércio tende a ser mais pronunciado na desigualdade do que na insegurança nos países analisados.

O artigo de Rudra (2004) examina a relação entre abertura econômica, gastos sociais do governo e distribuição de renda utilizando dados de 35 países em desenvolvimento entre 1972 e 1996. A autora compara essas descobertas com os efeitos redistributivos dos gastos sociais em 11 economias industrializadas avançadas. Os resultados mostram que enquanto todas as categorias de gastos sociais contribuem para melhorar a distribuição de renda em países mais ricos, os efeitos são muito menos pronunciados nos países em desenvolvimento. Nesses países,

apenas os gastos com educação promovem uma distribuição de renda mais equitativa em face da globalização.

Por outro lado, ao investigar se os gastos sociais atenuam o impacto da globalização na desigualdade de renda em países membros e não membros da OCDE entre 1970 e 2010, Bergh, Mirkina e Nilsson (2019) constataram que a abertura comercial está associada a um aumento da desigualdade, especialmente nos países não membros da OCDE. Embora os gastos com saúde estejam fortemente relacionados a uma redução na desigualdade, não foi encontrada evidência significativa de que qualquer tipo de gasto social atenua de forma significativa a relação entre abertura comercial e desigualdade de renda.

Enquanto Bergh, Mirkina e Nilsson (2019) não encontram evidências robustas de que os gastos sociais atenuam a desigualdade gerada pela globalização, Rudra (2004) sugere que a educação tem um efeito redistributivo significativo nos países em desenvolvimento. Essa divergência pode estar relacionada às diferenças metodológicas e ao período de análise considerado.

Para avaliar se os gastos sociais impactam de maneira distinta as nações menos desenvolvidas em comparação às desenvolvidas, bem como o papel da globalização nessa relação, Foster (2012) analisa 12 nações industrializadas avançadas e 35 nações menos desenvolvidas. O estudo conclui que, nas economias industrializadas, o comércio pode impulsionar o crescimento econômico. Além disso, os gastos sociais em países da OCDE têm um efeito redistributivo e contribuem para o desenvolvimento nacional. Em contraste, nas nações menos desenvolvidas, os impactos da globalização não seguem um padrão claro. Nesses países, os gastos públicos promovem a redistribuição de renda em alguns setores, mas podem gerar efeitos adversos em outros.

Considerando países latino-americanos entre 1980 e 2000, Ospina (2010) conclui que os gastos sociais são endógenos ao índice de desigualdade de renda. Os resultados indicam que os gastos com educação e saúde contribuem para a redução da desigualdade de renda em países em desenvolvimento, com a educação mostrando um impacto mais significativo do que os gastos com saúde.

Wong (2016), ao analisar a região da Ásia-Pacífico entre as décadas de 1960 e 2012, conclui que os gastos com saúde contribuem para a redução da desigualdade de renda, enquanto as despesas com bem-estar social tendem a ampliá-la. Além disso, os resultados indicam que a

globalização intensifica significativamente a desigualdade de renda, mesmo após o controle de variáveis econômicas, demográficas e políticas.

No cenário indiano, Dikit (2017) buscou analisar possíveis relações causais entre abertura econômica, desigualdade de renda e gastos sociais na Índia, no período de 1980-81 a 2012-13. Os resultados indicaram uma causalidade inversa, ou seja, da abertura econômica para a desigualdade de renda, sugerindo que, na Índia, maiores gastos sociais têm um impacto significativo na distribuição desigual de renda e salários, devido à alta demanda por trabalhadores qualificados. No entanto, com base nos resultados da análise de causalidade, o autor argumenta que a principal causa da desigualdade de renda na Índia está em fatores internos, e não na abertura da economia.

Auguste (2018) contribui para o debate ao analisar separadamente os impactos do comércio internacional, investimento estrangeiro direto (IED), imigração e gastos sociais sobre a desigualdade de renda antes e depois de impostos e transferências, utilizando dados de 23 países da OCDE (1990-2009). Os resultados indicam que o comércio internacional reduz a desigualdade antes de impostos, enquanto a imigração a amplia; já o IED e os gastos sociais não têm efeito significativo. Após impostos e transferências, os indicadores de globalização não influenciam a desigualdade, mas os gastos sociais reduzem suas disparidades.

No Brasil, os estudos sobre o tema relacionam a desigualdade de renda à globalização sem considerar os gastos sociais, concentrando-se em outros fatores. Castilho, Menéndez e Sztulman (2012) investigam o impacto da globalização na desigualdade e na pobreza nos estados brasileiros entre 1987 e 2005. Os resultados indicam que a abertura comercial aumenta a pobreza e a desigualdade em áreas urbanas, enquanto, em zonas rurais, pode reduzir a desigualdade e possivelmente a pobreza. Já Hidalgo e Sales (2014), analisam os efeitos da globalização sobre a distribuição de renda no Brasil, considerando a dimensão espacial. Os resultados mostram que a abertura comercial beneficiou as regiões mais ricas, aumentando seus rendimentos, mas teve um efeito adverso nas regiões menos desenvolvidas, ampliando as disparidades regionais. Por sua vez, Campos (2020) investiga os impactos da globalização sobre a desigualdade de renda no Brasil, com ênfase nas assimetrias regionais. O estudo aponta que os efeitos mais intensos foram sentidos na região Nordeste, evidenciando que a globalização acentuou a heterogeneidade socioeconômica do país.

Embora existam estudos sobre a relação entre abertura comercial e desigualdade no Brasil, como Castilho, Menéndez e Sztulman (2012) e Hidalgo e Sales (2014), esses trabalhos

não incorporam o papel dos gastos sociais na atenuação dessas desigualdades. Além disso, a literatura internacional foca em países desenvolvidos e membros da OCDE, deixando uma lacuna sobre países emergentes com elevados níveis de desigualdade, como o Brasil.

Ante o exposto, este estudo contribui para a literatura ao aprofundar a análise dos gastos sociais (assistência social, saúde e educação) nos estados brasileiros. Enquanto a maioria dos estudos nacionais se concentra na relação entre abertura comercial e desigualdade de renda sem considerar o papel dos gastos sociais do governo, esta pesquisa avança no debate ao investigar como esses gastos influenciam a desigualdade em um contexto de globalização, no período de 2014 a 2021.

2.3 Estratégia Empírica

Esta seção apresenta o modelo empírico adotado neste estudo, bem como descreve os dados utilizados na análise, suas respectivas fontes e a especificação das variáveis do modelo.

2.3.1 Método de Análise

Para analisar como as despesas sociais do governo influenciam a desigualdade de renda em um contexto de abertura comercial entre 2014 e 2021 a partir de dados estaduais, o método adotado nesta pesquisa compreende modelos amplamente utilizados na análise de dados em painel, seguindo as recomendações metodológicas de Baltagi (2005), Wooldridge (2010) e Hsiao (2014). Dentre esses modelos, serão considerados tanto os modelos estáticos (Pooled Ordinary Least Squares - POLS, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios) quanto um modelo dinâmico (System-GMM).

O modelo POLS trata os dados em painel como uma simples regressão em corte transversal, ignorando as heterogeneidades não observadas entre as unidades. Embora possa gerar estimativas viesadas na presença de efeitos específicos (fixos ou aleatórios), é útil como ponto de partida e referência para comparação com modelos mais robustos. Sua formulação é dada por:

$$y_{it} = \beta_0 + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde β_0 representa o intercepto, assumido constante ao longo das unidades (i) e do tempo (t), x_{it} é um vetor K-dimensional de variáveis explicativas, β é um vetor de dimensões $k \times 1$ que contém os coeficientes associados às variáveis explicativas e ε_{it} é o termo de erro.

O modelo de Efeitos Fixos (FE) é utilizado em painéis em que se presume a existência de características específicas e não observadas de cada unidade, correlacionadas com as variáveis explicativas. Esse estimador controla tais heterogeneidades ao atribuir um intercepto próprio e constante no tempo para cada unidade. Dessa forma, capta variações internas, isolando os efeitos das variáveis que não variam ao longo do tempo. Sua especificação é dada por:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it} \quad (2)$$

onde α_i são interceptos individuais (fixos para cada N), x_{it} é um vetor de variáveis que variam entre i e t , β é um vetor de coeficientes $k \times 1$ sobre x e u_{it} é o termo de erro. Além disso, sob FE, a consistência do estimador não exige que os interceptos individuais sejam não correlacionados com o erro. A única condição necessária é que as variáveis explicativas sejam não correlacionadas com o termo de erro.

No modelo de Efeitos Aleatórios (RE), assume-se que os efeitos específicos de cada unidade são aleatórios, distribuídos de forma independente e não correlacionados com as variáveis explicativas. O RE permite a inclusão de variáveis que não variam no tempo, incorporando o efeito individual ao termo de erro. Sua forma pode assumir:

$$y_{it} = \beta_0 + x'_{it}\beta + \alpha_i + u_{it} \quad (3)$$

onde o termo α_i são variáveis aleatórias com mesma variância, além de que são independentes entre si, possuem média zero e sua distribuição é assumida como próxima da normal. O intercepto β_0 captura a média geral do modelo e u_{it} é o termo de erro.

O método System-GMM, proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), e utilizado por Daumal e Özyurt (2010), Arruda *et al.* (2013) e Darku e Yeboah (2018), é empregado nesta pesquisa para lidar com potenciais problemas de inconsistência e endogeneidade entre as variáveis. Diferentemente das abordagens estáticas, que não capturam a dinâmica temporal nem corrigem adequadamente para vies de simultaneidade, o System-GMM combina informações das equações em primeiras diferenças e em níveis, utilizando instrumentos internos válidos sob determinadas condições de exogeneidade.

A estimação ocorre em duas etapas. Na primeira, a equação em diferenças é estimada com base nos níveis defasados das variáveis como instrumentos, de acordo com a seguinte forma funcional:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \beta' x_{it} + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

Na segunda etapa, a equação em níveis é estimada utilizando as primeiras diferenças defasadas das variáveis como instrumentos, conforme a especificação abaixo:

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \beta' \Delta x_{it} + \Delta \epsilon_{it} \quad (5)$$

Dessa forma, a especificação básica do modelo corresponde a:

$$desigualdade_{it} = \alpha_0 + \beta_1 gastos_{i,t-1} + \beta_2 abertura_{i,t-1} + \gamma_k X_{i,t-1} + \sum \theta_i \delta_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

Onde, o termo $desigualdade_{it}$ é a variável dependente e representa as medidas de desigualdade utilizadas no modelo, especificamente o índice de Gini e a medida de Theil. O termo $gastos_{i,t-1}$ denota o vetor de variáveis de gastos sociais, incluindo os gastos *per capita* com educação, saúde e assistência social. A variável $abertura_{i,t-1}$ representa o vetor de variáveis de abertura comercial, que inclui as importações e as exportações. Já $X_{i,t-1}$ corresponde ao vetor de variáveis de controle, que inclui escolaridade e o PIB *per capita*. O subscrito i se refere aos estados brasileiros, $\{i = 1, \dots, 26\}$, enquanto t representa o período de tempo $\{t = 1, \dots, 8\}$. Os termos θ_i e δ_t correspondem aos efeitos fixos de estado e ano, utilizados para controlar características específicas de cada unidade federativa e de cada período. Por fim, ϵ_{it} representa o termo de erro estatístico.

Na análise de dados em painel, é comum a ocorrência de problemas metodológicos como heterocedasticidade e autocorrelação serial. Para reduzir esses efeitos, todas as estimativas são realizadas com erros padrão robustos para dados em painel, os quais corrigem simultaneamente a heterocedasticidade e a autocorrelação serial (Castilho, Menéndez e Sztulman, 2012).

2.3.2 Dados

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos de diversas fontes, incluindo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o Portal da Transparência e o Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC/ComexStat). Para a análise dos dados e a estimação do modelo econométrico, utiliza-se um painel balanceado, no qual todas as variáveis possuem 208 observações, distribuídas em 26 grupos (estados) ao longo de oito períodos de tempo (2014-2021).

O Quadro 1 apresenta as variáveis utilizadas neste estudo e suas respectivas fontes. Com o objetivo de estimar os efeitos diretos da abertura comercial e dos gastos sociais sobre a desigualdade nos estados brasileiros, as variáveis dependentes da regressão serão os índices de Gini e de Theil. As variáveis explicativas corresponderão aos gastos sociais, representados pelos gastos per capita em educação, saúde e assistência social. Por fim, as variáveis de controle incluirão a escolaridade, medida pela média de anos de estudo e do PIB per capita.

Quadro 1 – Descrição das Variáveis e Fonte dos Dados do ensaio 1

Variáveis dependentes		
<i>gini</i>	Medida de desigualdade da renda domiciliar <i>per capita</i> é representada por um coeficiente que varia de 0 a 1.	IBGE/PNADC
<i>theil</i>	Medida de desigualdade cuja variação vai de 0, representando perfeita igualdade, até o logaritmo de <i>n</i> (tamanho da amostra), que indica desigualdade máxima.	IBGE/PNADC
Variáveis explicativas		
<i>gastos sociais</i>	Gastos sociais: educação per capita, saúde per capita e assistência social per capita.	Portal da Transparência
<i>importações</i>	Total de importações.	ComexStat/MDIC
<i>exportações</i>	Total de exportações.	ComexStat/MDIC
Variáveis de controle		
<i>escolaridade</i>	Escolaridade média em anos de estudo das pessoas com mais de 25 anos.	IBGE/PNADC
<i>pib per capita</i>	Produto Interno Bruto dividido pela população.	IBGE

Fonte: Elaboração própria.

As medidas de *desigualdade de renda* são amplamente utilizadas para comparar países, regiões e estados. Entre elas, o índice de Gini se destaca como a mais popular, pois atende aos critérios fundamentais de invariância de escala⁵ e ao princípio das transferências⁶. No entanto, a medida de Theil é considerada mais adequada, pois incorpora o princípio da utilidade marginal decrescente (Allison, 1978). Neste estudo, empregaremos ambas as métricas para fins de comparação.

O coeficiente de Gini varia entre 0 e 1, onde 0 indica igualdade perfeita, com todos possuindo a mesma renda, enquanto 1 representa desigualdade máxima, com uma única pessoa detendo toda a renda (Rudra, 2004; Catalano, Leise e Pfaff, 2009). Já a medida de Theil varia

⁵ O critério de invariância de escala estabelece que a multiplicação da renda de todos os indivíduos por uma constante não deve alterar o grau de desigualdade. Isso, por exemplo, exclui a variância como medida de desigualdade, pois ela quadruplica quando a renda de todos é duplicada. Ver Allison (1978).

⁶ A desigualdade de renda tende a diminuir quando ocorre uma transferência de recursos de um indivíduo mais rico para um mais pobre, desde que essa transferência não altere a posição relativa dos indivíduos na distribuição de renda. Esse princípio se aplica apenas a determinados casos, especificamente aqueles em que tanto a renda total quanto o número de indivíduos permanecem constantes, enquanto a distribuição varia. Ver Greedy (2009).

de 0 ao logaritmo de n , em que 0 representa igualdade perfeita, e o logaritmo de n indica desigualdade máxima (Johnston e Theil, 1969; Allison, 1978).

As estatísticas dessas variáveis por estado incluindo média, mediana, desvio padrão, valores mínimo e máximo, além dos anos em que esses valores extremos ocorreram estão apresentadas nas Tabelas 1 e 2.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas dos índices de Gini nos estados brasileiros

<i>Estados</i>	<i>Média</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>	<i>Ano de Máximo Valor</i>	<i>Ano de Mínimo Valor</i>
Acre	0,5446	0,5470	0,0164	0,515	0,563	2016	2020
Alagoas	0,5266	0,5255	0,0109	0,51	0,55	2018	2020
Amapá	0,5381	0,5385	0,0278	0,5	0,589	2017	2020
Amazonas	0,556	0,5555	0,0180	0,533	0,591	2017	2020
Bahia	0,5461	0,5425	0,0210	0,522	0,59	2017	2015
Ceará	0,5427	0,5455	0,0125	0,522	0,562	2019	2014
Distrito Federal	0,5706	0,572	0,0146	0,548	0,593	2017	2020
Espírito Santo	0,5055	0,5075	0,0102	0,484	0,52	2019	2020
Goiás	0,4625	0,4635	0,0098	0,445	0,477	2017	2020
Maranhão	0,5105	0,5215	0,0229	0,475	0,531	2019	2014
Mato Grosso	0,4575	0,46	0,0072	0,443	0,465	2018	2015
Mato Grosso do Sul	0,4742	0,471	0,0150	0,449	0,496	2021	2015
Minas Gerais	0,4856	0,4885	0,0107	0,46	0,493	2017	2020
Paraná	0,4726	0,476	0,0123	0,453	0,492	2018	2015
Paraíba	0,5392	0,5395	0,0183	0,512	0,562	2021	2020
Pará	0,5171	0,5125	0,0237	0,48	0,562	2018	2020
Pernambuco	0,5592	0,5665	0,0169	0,534	0,579	2021	2018
Piauí	0,5187	0,524	0,0195	0,474	0,537	2019	2020
Rio de Janeiro	0,5332	0,534	0,0218	0,503	0,565	2021	2015
Rio Grande do Norte	0,5358	0,5315	0,0260	0,51	0,587	2021	2014
Rio Grande do Sul	0,4766	0,4775	0,0069	0,467	0,487	2018	2015
Rondônia	0,4603	0,4605	0,0183	0,439	0,496	2018	2020
Roraima	0,5506	0,5385	0,0267	0,523	0,596	2021	2014
Santa Catarina	0,4163	0,4155	0,0053	0,408	0,424	2021	2014
Sergipe	0,5563	0,559	0,0202	0,524	0,581	2019	2020
São Paulo	0,5236	0,525	0,0099	0,507	0,538	2018	2014
Tocantins	0,5057	0,502	0,0172	0,485	0,53	2019	2020
<i>Média</i>	<i>0,5143</i>	<i>0,5148</i>	<i>0,0163</i>	<i>0,4898</i>	<i>0,5391</i>	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas dos índices de Theil nos estados brasileiros

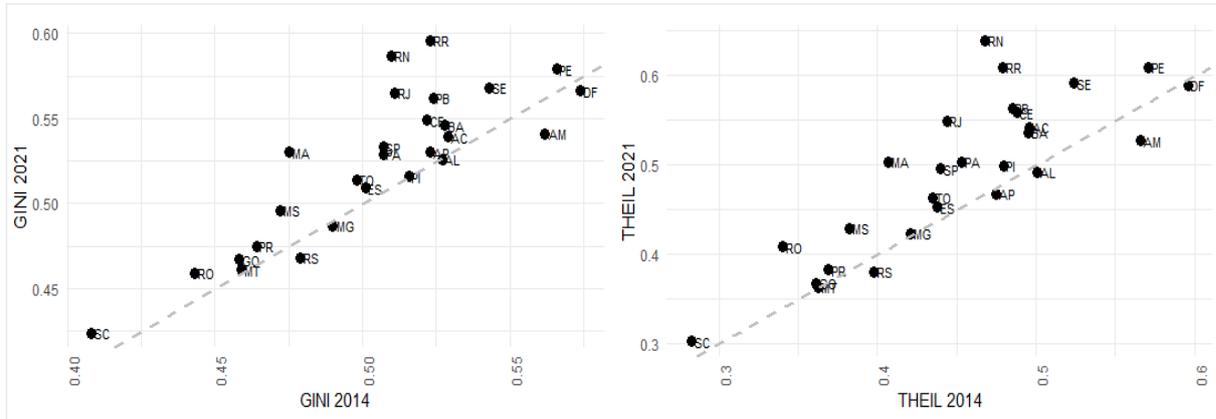
<i>Estados</i>	<i>Média</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desvio Padrão</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>	<i>Ano de Máximo Valor</i>	<i>Ano de Mínimo Valor</i>
Acre	0,5442	0,545	0,0398	0,481	0,589	2018	2020
Alagoas	0,5026	0,5005	0,0268	0,461	0,558	2018	2020
Amapá	0,5126	0,503	0,0600	0,446	0,623	2017	2020
Amazonas	0,5558	0,548	0,0390	0,503	0,63	2017	2020
Bahia	0,5425	0,534	0,0502	0,489	0,642	2017	2015
Ceará	0,5376	0,5435	0,0321	0,488	0,588	2019	2014
Distrito Federal	0,5965	0,5965	0,0376	0,535	0,662	2017	2020
Espírito Santo	0,4451	0,4485	0,0220	0,4	0,479	2019	2020
Goiás	0,3662	0,3645	0,0187	0,335	0,396	2017	2020
Maranhão	0,476	0,496	0,0482	0,407	0,53	2019	2014
Mato Grosso	0,3606	0,364	0,0110	0,337	0,37	2017	2015
Mato Grosso do Sul	0,3898	0,385	0,0284	0,341	0,429	2021	2015
Minas Gerais	0,4153	0,423	0,0197	0,368	0,428	2017	2020
Paraná	0,3845	0,387	0,0240	0,351	0,425	2018	2015
Paraíba	0,5253	0,524	0,0429	0,466	0,588	2019	2020
Pará	0,4782	0,468	0,0502	0,4	0,573	2018	2020
Pernambuco	0,5682	0,575	0,0346	0,511	0,609	2021	2020
Piauí	0,4985	0,5035	0,0421	0,408	0,543	2019	2020
Rio de Janeiro	0,4918	0,494	0,0441	0,432	0,549	2021	2015
Rio Grande do Norte	0,527	0,521	0,0599	0,458	0,639	2021	2020
Rio Grande do Sul	0,3972	0,395	0,0139	0,38	0,416	2018	2015
Rondônia	0,3752	0,3755	0,0347	0,327	0,431	2018	2020
Roraima	0,5347	0,511	0,0554	0,479	0,615	2019	2014
Santa Catarina	0,2951	0,295	0,0083	0,283	0,306	2016	2014
Sergipe	0,5611	0,568	0,0493	0,486	0,619	2018	2020
São Paulo	0,4765	0,4785	0,0234	0,44	0,511	2018	2014
Tocantins	0,4507	0,4405	0,0366	0,402	0,504	2019	2020
<i>Média</i>	<i>0,4744</i>	<i>0,4736</i>	<i>0,0353</i>	<i>0,4227</i>	<i>0,5278</i>	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Observando as características dos indicadores de desigualdade, a Figura 1 apresenta o índice de Gini e a medida de Theil para os anos de 2014 e 2021, ilustrando o comportamento desses indicadores em cada estado. Ao comparar os anos inicial e final observa-se que os estados abaixo da linha apresentaram uma queda nos índices, enquanto os estados acima dessa

linha registraram um aumento. Por sua vez, os estados que se situam sobre a linha mantiveram estabilidade nos indicadores.

Figura 1 – Indicadores de desigualdade por Estado



Fonte: Elaboração própria.

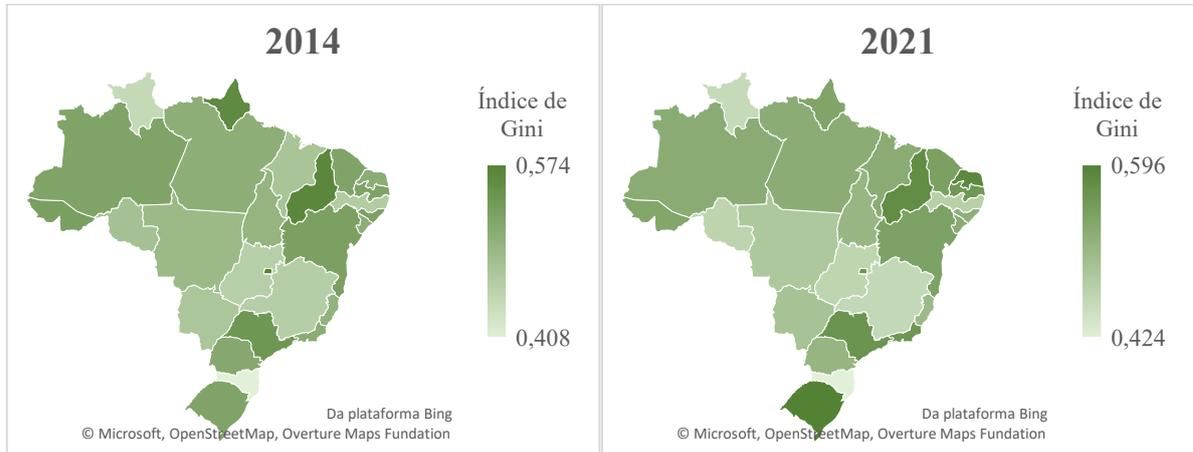
Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar Contínua (PNADC) (2025). Região Norte: RO = Roraima; AC = Acre; AM = Amazonas; RR = Roraima; PA = Pará; AP = Amapá; TO = Tocantins. Região Nordeste: MA = Maranhão; PI = Piauí; CE = Ceará; RN = Rio Grande do Norte; PB = Paraíba; PE = Pernambuco; AL = Alagoas; SE = Sergipe; BA = Bahia. Região Sudeste: MG = Minas Gerais; ES = Espírito Santo; RJ = Rio de Janeiro; SP = São Paulo. Região Sul: PR = Paraná; SC = Santa Catarina; RS = Rio Grande do Sul. Região Centro-oeste: MS = Mato Grosso do Sul; MT = Mato Grosso; GO = Goiás; DF = Distrito Federal.

No índice de Gini, apresentado na Figura 1, observa-se que os estados de Alagoas (AL), Mato Grosso (MT), Minas Gerais (MG) e Piauí (PI) não sofreram alterações. Por outro lado, os estados do Rio Grande do Norte (RN) e Roraima (RR) registraram aumento no índice, refletindo um aumento na desigualdade de renda. O Amazonas (AM) teve a maior queda, com redução de 0,8 p.p. no índice. Em relação à medida de Theil, a diferença em comparação ao índice de Gini é pequena. Entre os estados que mantiveram estabilidade, destacam-se Alagoas (AL), Amapá (AP), Mato Grosso (MT) e Minas Gerais (MG). O estado do Rio Grande do Norte (RN), por sua vez, apresentou um valor da medida de Theil (0,639) superior ao do índice de Gini (0,587).

Em 2014, o Distrito Federal (0,574), Pernambuco (0,566) e Amazonas (0,562) registraram os maiores índices de Gini, indicando os estados com maior desigualdade de renda. Por outro lado, Santa Catarina (0,408), Rondônia (0,443) e Goiás (0,458) apresentaram os menores índices, refletindo menor desigualdade. Observa-se ainda que os estados com maior desigualdade não pertencem às mesmas regiões, assim como aqueles com menor desigualdade. Já em 2021, os estados com os maiores índices de Gini foram Roraima (0,596), Rio Grande do Norte (0,587) e Pernambuco (0,579), enquanto Santa Catarina (0,424), Rondônia (0,459) e Mato Grosso (0,461) registraram os menores índices. Esses dados indicam que, em 2021, os

estados com maior desigualdade de renda estavam concentrados nas regiões Norte e Nordeste, conforme ilustrado na Figura 2.

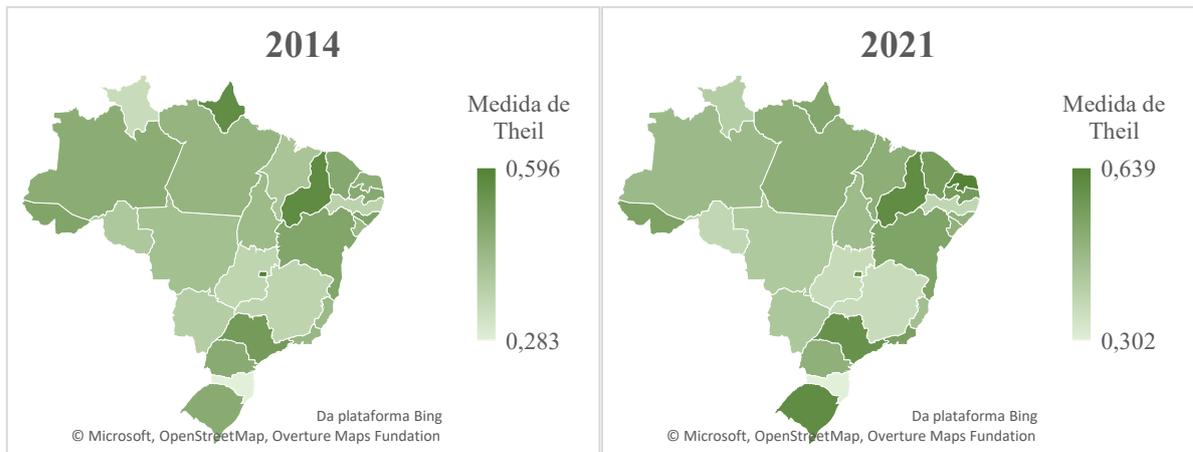
Figura 2 - Índice de Gini por Estado



Fonte: Elaboração própria, dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar Contínua (PNADC) (2025).

A Figura 3 apresenta resultados semelhantes aos do índice de Gini para a medida de Theil. Em 2014, o Distrito Federal (0,596), Pernambuco (0,571) e Amazonas (0,566) registraram os maiores níveis de desigualdade de renda, enquanto Santa Catarina (0,283), Rondônia (0,340) e Goiás (0,361) apresentaram os menores índices, indicando menor desigualdade. Já em 2021, os estados com maior desigualdade foram Rio Grande do Norte (0,639), Pernambuco (0,609) e Roraima (0,609), enquanto os menores níveis foram observados em Santa Catarina (0,302), Mato Grosso (0,363) e Goiás (0,367).

Figura 3 - Medida de Theil por Estado

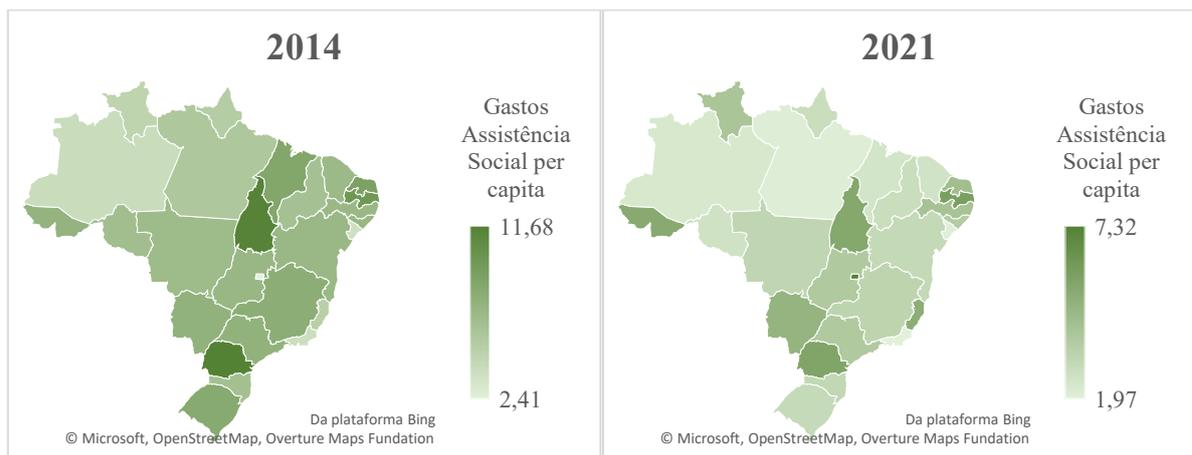


Fonte: Elaboração própria, dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar Contínua (PNADC) (2025).

Os estudos de Rudra (2004), Taydas e Peksen (2012), Erdogan e Unver (2015), Wong (2016) e Ahuja e Pandit (2022) utilizam a variável de gastos sociais. Os gastos sociais, ou gastos com bem-estar social, referem-se às despesas do governo nas áreas de: educação, saúde e assistência social. Os investimentos em educação abrangem desde a educação básica e o ensino fundamental até o ensino superior e o desenvolvimento científico, entre outros. Os gastos com saúde incluem assistência hospitalar, atenção básica e demais serviços essenciais. Já os investimentos em assistência social englobam programas de transferência de renda, como o Benefício de Prestação Continuada (BPC) e o Bolsa Família. No entanto, como os gastos totais não estão desagregados, os resultados devem ser interpretados com cautela.

A Figura 4 apresenta a evolução dos gastos per capita com assistência social nos estados brasileiros. Observa-se uma redução desses gastos ao longo do tempo. Em 2014, o Piauí registrou o maior valor per capita (11,68), enquanto, em 2021, o Distrito Federal teve os maiores gastos em assistência social (7,32). Por outro lado, os menores gastos foram registrados no Distrito Federal em 2014 (2,41) e no Rio de Janeiro em 2021 (1,97). Esse aumento nos gastos no Distrito Federal pode ser atribuído à prioridade dada pelo governo local à assistência social durante a pandemia de Covid-19. Isso se reflete no triplo de investimentos na área, além do aumento no aporte destinado aos programas sociais Cartão Gás e Cartão Prato Cheio, que são programas sociais exclusivos do Distrito Federal.

Figura 4 - Gastos com Assistência Social per capita por Estado

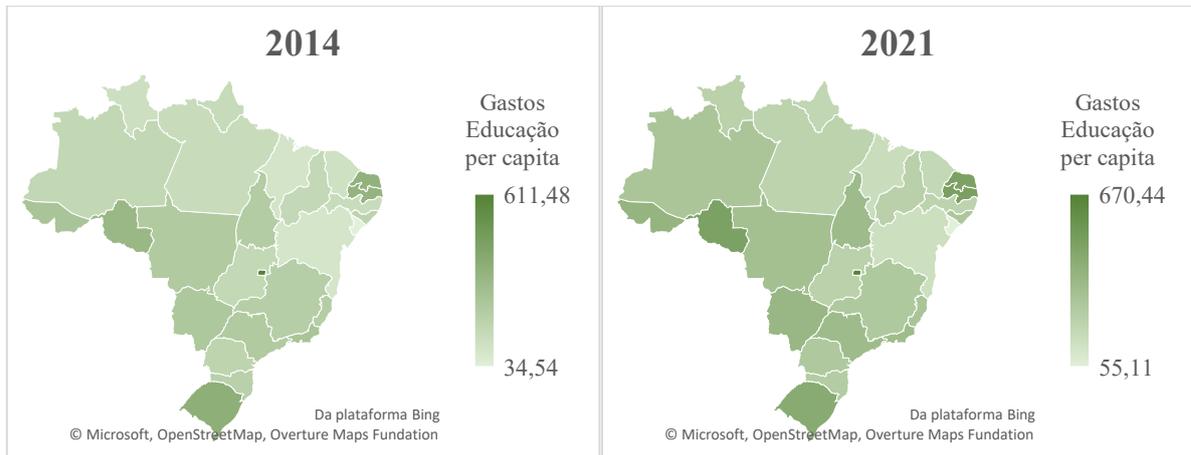


Fonte: Elaboração própria, dados do Portal da Transparência e IBGE (2025).

Em relação aos gastos per capita com educação, a Figura 5 apresenta um aumento desses gastos ao longo dos anos. Analisando os dados podemos perceber que os gastos com educação cresceram de maneira linear em todos os estados. De acordo com o guia *Education at a Glance* (2024) da OCDE, em 2021, a despesa governamental com educação no Brasil, como percentual

da despesa total do governo, foi de 2,2% para a educação infantil e de 10,6% para a educação do nível primário ao terciário (incluindo P&D). Em comparação, a média dos países da OCDE foi de 1,7% para a educação infantil e de 10% para os níveis primário, secundário e terciário (incluindo P&D).

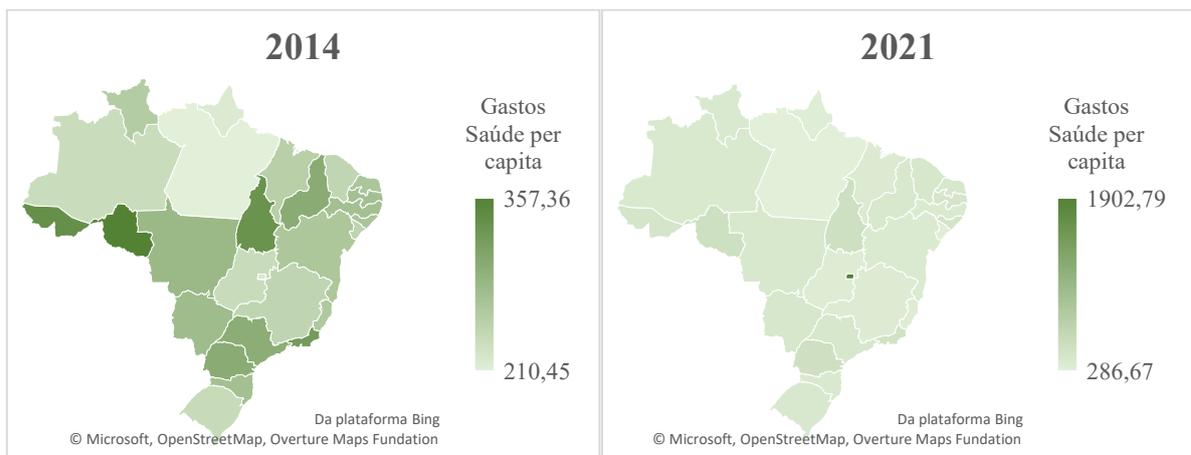
Figura 5 - Gastos com Educação per capita por Estado



Fonte: Elaboração própria, dados do Portal da Transparência e IBGE (2025).

Os dados de gastos per capita com saúde mostram um aumento expressivo ao longo dos anos, especialmente no Distrito Federal, que registrou um crescimento de 766% de 2014 a 2021. Em ambos os anos, o estado do Pará apresentou os menores gastos per capita com saúde no país, com valores de 210,45 em 2014 e 286,67 em 2021, resultando em um aumento de 36,2%.

Figura 6 - Gastos com Saúde per capita por Estado



Fonte: Elaboração própria, dados do Portal da Transparência e IBGE (2025).

O vetor de variáveis de controle inclui a variável *Escolaridade*, que considera a população com 15 anos ou mais. As medidas de escolaridade são a média dos anos de estudo,

os níveis de ensino superior completos e incompletos. Por fim, temos o PIB *per capita*, que é o Produto Interno Bruto dividido pela população. A Tabela 3 apresenta esses dados para os estados brasileiros nos anos de 2014 e 2021.

Tabela 3 – Escolaridade e PIB per capita por Estados (2014 e 2021)

<i>Estados</i>	<i>Escolaridade média (anos)</i>		<i>PIB per capita</i>	
	<i>2014</i>	<i>2021</i>	<i>2014</i>	<i>2021</i>
Acre	7,78	9,30	17,03	23,57
Alagoas	7,00	8,44	12,34	22,66
Amapá	9,30	10,35	17,85	22,90
Amazonas	8,77	10,10	22,37	30,80
Bahia	7,53	8,53	14,80	23,53
Ceará	7,37	8,73	14,26	21,09
Distrito Federal	11,01	12,20	69,22	92,73
Espírito Santo	9,02	9,85	33,15	45,35
Goiás	8,84	9,85	25,30	37,41
Maranhão	7,03	8,32	11,22	17,47
Mato Grosso	8,68	9,83	31,40	65,43
Mato Grosso do Sul	8,64	9,94	30,14	50,09
Minas Gerais	8,60	9,57	24,92	40,05
Pará	7,99	9,15	15,43	29,95
Paraíba	7,29	8,16	13,42	19,08
Paraná	9,09	10,12	31,41	47,42
Pernambuco	8,12	8,92	16,72	22,82
Piauí	7,11	8,09	11,81	19,47
Rio De Janeiro	9,95	11,04	40,77	54,36
Rio Grande Do Norte	7,71	9,19	15,85	22,52
Rio Grande Do Sul	9,28	10,35	31,93	50,69
Rondônia	7,70	8,99	19,46	32,04
Roraima	9,59	10,47	19,61	27,89
Santa Catarina	9,18	10,27	36,06	58,40
São Paulo	10,02	10,92	42,20	58,30
Sergipe	7,81	8,79	16,88	22,18
Tocantins	8,42	9,32	17,50	32,21

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Ensino fundamental incompleto (de 0 a 8 anos de estudo); Ensino superior incompleto ou completo (15 anos ou mais de estudo).

2.4 Resultados e Discussão

A Tabela 4 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis do Ensaio 1. Observa-se média de 0,512 para o índice de Gini e 0,470 para o índice de Theil. Entre os gastos sociais, destacam-se assistência (média de 8,85), educação (275,77) e saúde (340,90). No que se refere

a abertura comercial, as importações apresentam média de 6,87 bilhões e as exportações de 8,23 bilhões. A escolaridade média é de 8,91 anos, e o PIB per capita médio é de 26,59. Todas as variáveis contam com 208 observações.

Tabela 4 – Estatísticas Descritivas das Variáveis do Ensaio 1

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Obs
<i>gini</i>	0,5121	0,0407	0,408	0,596	208
<i>theil</i>	0,4697	0,0819	0,283	0,642	208
<i>assistência</i>	8,85	53,03	1,12	768,40	208
<i>educação</i>	275,77	112,84	34,54	550,67	208
<i>saúde</i>	340,90	72,31	210,45	527,09	208
<i>importações</i>	$6,87 \cdot 10^09$	$1,27 \cdot 10^{10}$	1745965	$8,48 \cdot 10^{10}$	208
<i>exportações</i>	$8,23 \cdot 10^09$	$1,15 \cdot 10^{10}$	7216960	$5,41 \cdot 10^{10}$	208
<i>escolaridade</i>	8,91	0,95	6,99	11,04	208
<i>pib per capita</i>	26,59	11,26	11,21	65,42	208

Fonte: Elaboração própria.

Na análise exploratória dos dados, verificou-se a ausência de multicolinearidade e autocorrelação entre as variáveis. No entanto, o Teste de Wald revelou heterocedasticidade, com significância estatística de 1%. Para lidar com essa questão, foi utilizado erros-padrão robustos, uma vez que essa abordagem corrige o problema de heterocedasticidade.

Dessa forma, a Tabela 5 apresenta quatro especificações para a variável dependente Gini. O Modelo (1) corresponde à estimação com dados agregados (POLS), o Modelo (2) utiliza efeitos fixos, o Modelo (3) considera efeitos aleatórios e o Modelo (4) aplica o estimador System-GMM.

Tabela 5 – Resultados da Estimação dos Modelos (Variável dependente: Gini)

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>gini defasado</i>				0,0149 (0,0908)
<i>assistência</i>	-0,0132 (0,0131)	-0,0066 (0,0072)	-0,0107 (0,0086)	-0,0168** (0,0071)
<i>educação</i>	-0,0233 (0,0254)	0,1033*** (0,0226)	0,0395* (0,0227)	0,0738** (0,0377)
<i>saúde</i>	0,0730** (0,0338)	-0,0609 (0,0394)	0,0163 (0,0374)	0,1056** (0,0448)
<i>importações</i>	0,0097 (0,0069)	0,0055 (0,0082)	-0,0021 (0,0072)	0,0179*** (0,0067)
<i>exportações</i>	-0,0136 (0,0083)	0,0239*** (0,0062)	0,0037 (0,0067)	-0,0261*** (0,0095)
<i>escolaridade</i>	0,5066*** (0,1677)	-0,1071 (0,1367)	0,0102 (0,1175)	-0,4523** (0,1817)
<i>pib per capita</i>	-0,2133*** (0,0632)	0,0195 (0,0300)	-0,0447 (0,0291)	-0,0027 (0,0522)
<i>constante</i>	-1,2839***	-1,3378***	-0,8825***	-0,4809

	(0,4482)	(0,3015)	(0,2587)	(0,3587)
<i>Obs</i>	208	208	208	182
<i>N. Grupos</i>		26	26	26

Notas. Níveis de significância: ***p< 1%; **p< 5%; *p< 10%.

Fonte: Elaboração própria, com base no Programa Stata (2025).

É importante destacar que os coeficientes estimados para os gastos governamentais com assistência social apresentam sinal negativo em todos os modelos, sendo estatisticamente significativo a 5% no modelo dinâmico (4). Esse resultado sugere um efeito de redução da desigualdade de renda, indicando que programas de transferência de renda podem contribuir para a diminuição das disparidades, em linha com as evidências da literatura sobre o impacto de iniciativas como o Bolsa Família (Soares *et al.*, 2010).

No que concerne aos gastos do governo com educação, os resultados mostram que os coeficientes foram positivos e significativos nos modelos (2), (3) e (4). Isso pode refletir diferenças na qualidade do gasto ou na composição dos investimentos educacionais. A literatura (Medeiros e Galvão, 2016) aponta que investimentos em educação básica tendem a reduzir a desigualdade, enquanto gastos voltados ao ensino superior podem reforçá-la no curto prazo.

Os coeficientes estimados para a variação dos gastos com saúde apresentam sinais positivos e significativos a 5% nos modelos (1) e (4), corroborando os resultados encontrados por Rudra (2004). Tal resultado sugere um possível caráter regressivo desse tipo de gasto, o que pode estar associado à concentração de recursos em serviços de média e alta complexidade, mais acessíveis às camadas de maior renda (Medeiros e Galvão, 2016).

Outro resultado do exercício econométrico indica que as importações apresentam coeficientes positivo e significativo a 1% no modelo (4), sugerindo que uma maior exposição a produtos estrangeiros pode intensificar desigualdades, possivelmente pela pressão competitiva sobre setores menos competitivos e trabalhadores menos qualificados. As exportações, por sua vez, exibem sinais variados, com efeito positivo e significativo a 1% no modelo (2) e negativo e significativo a 1% no modelo (4). Esse resultado reforça a noção de que os ganhos do comércio são heterogêneos, beneficiando setores e grupos específicos (Desai e Rudra, 2018).

Em relação às variáveis de controle, a escolaridade média exibe coeficiente positivo e significativo a 1% no modelo (1), resultado contraintuitivo que sugere aumento da desigualdade com a expansão educacional e corrobora com o resultado encontrado por Sidou Junior (2007). Esse resultado pode refletir a persistência de desigualdades educacionais estruturais, onde o aumento da escolaridade beneficia principalmente grupos já privilegiados. Enquanto que no

modelo (4), o coeficiente foi negativo e estatisticamente significativo a 5%. Esse contraste pode indicar heterogeneidade no impacto em que o aumento de escolaridade média pode inicialmente ampliar desigualdades se a distribuição for desigual entre grupos, mas em longo prazo tende a reduzi-las.

Em relação ao PIB per capita o coeficiente é negativo e significativo a 1% no modelo (1), corroborando os resultados encontrados por Campos (2020). Esse resultado sugere que reduções no ritmo de crescimento econômico estão associadas a aumentos na desigualdade de renda no curto prazo. Uma possível explicação para esse comportamento é a ocorrência de um padrão de crescimento concentrador, em que os ganhos de produtividade e renda se distribuem de forma desigual, beneficiando desproporcionalmente os estratos superiores da população.

A Tabela 6 apresenta os resultados das estimações considerando como variável dependente o índice de Theil, que, por ser mais sensível às variações nas caudas da distribuição, complementa a análise baseada no índice de Gini.

Tabela 6 – Resultados da Estimação dos Modelos (Variável dependente: Theil)

<i>Variáveis</i>	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>	<i>(3)</i>	<i>(4)</i>
<i>theil defasado</i>				0,0560 (0,0909)
<i>assistência</i>	-0,0314 (0,0287)	-0,0132 (0,0142)	-0,0238 (0,0177)	-0,0358** (0,0165)
<i>educação</i>	-0,0521 (0,0558)	0,2639*** (0,0520)	0,0986* (0,0544)	0,1988** (0,0887)
<i>saúde</i>	0,1884** (0,0740)	-0,1099 (0,0854)	0,0692 (0,0819)	0,3301*** (0,1005)
<i>importações</i>	0,0197 (0,0153)	0,0025 (0,0208)	-0,0106 (0,0177)	0,0337** (0,0165)
<i>exportações</i>	-0,0280 (0,0182)	0,0616*** (0,0119)	0,0137 (0,0142)	-0,0462** (0,0231)
<i>escolaridade</i>	0,9930*** (0,3561)	-0,3988 (0,2816)	-0,0658 (0,2525)	-1,5189*** (0,4182)
<i>piB per capita</i>	-0,4761*** (0,1326)	0,0501 (0,0630)	-0,1125* (0,0589)	0,0313 (0,1231)
<i>constante</i>	-1,9905** (0,9293)	-2,2333*** (0,6791)	-1,2490** (0,5308)	-0,1953 (0,8152)
<i>Obs</i>	208	208	208	182
<i>N. Grupos</i>		26	26	26

Notas. Níveis de significância: ***p< 1%; **p< 5%; *p< 10%.

Fonte: Elaboração própria, com base no Programa Stata (2025).

Os coeficientes para assistência social permanecem negativos em todos os modelos, sendo significativos a 5% no modelo dinâmico (4). Assim como na análise com Gini, esse resultado reforça o potencial dos programas de transferência de renda para reduzir

desigualdades, alinhando-se à literatura sobre políticas de proteção social no Brasil (Soares *et al.*, 2010). Contudo, a magnitude ligeiramente maior no modelo com Theil sugere que esses programas podem ter efeitos mais pronunciados sobre as desigualdades extremas, impactando sobretudo as camadas de menor renda.

Para gastos com educação, os coeficientes são positivos e significativos em praticamente todos os modelos, sobretudo no dinâmico (4), sugerindo associação com aumento da desigualdade medida por Theil. Esse resultado contrasta com a expectativa teórica de que maior investimento em educação reduziria desigualdade no longo prazo, mas pode refletir um efeito de curto prazo, em que ganhos educacionais se concentram em grupos já favorecidos. Os gastos com saúde apresentaram sinais positivos e significativos nos modelos (1) e (4), semelhante ao observado com o Gini.

Quanto ao setor externo, as importações apresentaram coeficiente positivo e significativo no modelo (4), enquanto que exportações apresentou coeficiente positivo e significativo no modelo (2) e negativo e significativo no modelo (4). Esse resultado é consistente com a evidência encontrada no Gini, em que exportações tendem a reduzir desigualdade, possivelmente ao ampliar oportunidades para setores intensivos em trabalho e redistribuir ganhos econômicos (Ravallion, 2004).

O indicador de escolaridade média apresentou sinal positivo no modelo (1) e negativo no modelo dinâmico (4), ambos significativos. O resultado negativo pode indicar que aumentos na escolaridade média da população, no médio prazo, contribuem para reduzir desigualdade quando captados por uma medida sensível às caudas superiores da distribuição.

Por fim, o PIB per capita manteve coeficiente negativo e significativo a 1% no modelo (1), reforçando a relação inversa entre crescimento econômico e desigualdade no curto prazo, também encontrada com o Gini (Campos, 2020). Essa consistência indica que momentos de expansão econômica podem beneficiar proporcionalmente mais os estratos inferiores, reduzindo disparidades.

2.5 Considerações Finais

Os resultados apresentados neste estudo oferecem um panorama abrangente sobre os determinantes da desigualdade de renda no Brasil, considerando tanto o índice de Gini quanto o índice de Theil. A análise evidencia que os efeitos das políticas públicas e das variáveis

econômicas são heterogêneos, dependendo da especificação econométrica e da medida de desigualdade utilizada.

Os gastos governamentais com assistência social mostraram efeito consistente na redução da desigualdade, com coeficientes negativos em todas as especificações. A significância estatística no modelo dinâmico (System-GMM) reforça a importância de programas de transferência de renda, como o Bolsa Família, para diminuir disparidades de renda, especialmente entre os grupos mais vulneráveis. A comparação entre Gini e Theil sugere que esses programas podem impactar de forma mais acentuada as desigualdades extremas, evidenciando o potencial redistributivo das políticas sociais direcionadas.

Quanto aos gastos com educação, os resultados apresentaram sinais positivos e significativos na maioria das especificações, especialmente no modelo dinâmico. Esse comportamento pode refletir a composição dos investimentos educacionais no país, em que gastos voltados ao ensino superior ou a setores já privilegiados contribuem temporariamente para ampliar desigualdades, mesmo que os investimentos em educação básica tenham potencial redistributivo no longo prazo. O contraste nos coeficientes da escolaridade média entre modelos estáticos e dinâmicos reforça a ideia de que os efeitos da educação sobre desigualdade são heterogêneos no tempo: podem inicialmente ampliar disparidades, mas tendem a reduzi-las à medida que o acesso se torna mais equitativo.

Em relação aos gastos com saúde, os sinais positivos e significativos em algumas especificações indicam que, no curto prazo, esses investimentos podem ter caráter regressivo, concentrando recursos em serviços de maior complexidade mais acessíveis às camadas de renda mais alta. Esse resultado está em consonância com estudos anteriores que apontam que a redistribuição efetiva dos gastos em saúde depende do direcionamento dos recursos.

O setor externo apresentou efeitos ambíguos sobre a desigualdade. As importações mostraram efeito positivo e significativo no modelo dinâmico, indicando que maior exposição ao comércio internacional pode intensificar desigualdades, possivelmente devido à competição que pressiona setores menos competitivos. As exportações, por outro lado, exibiram sinais mistos entre modelos, sugerindo que os ganhos do comércio são distribuídos de forma heterogênea entre setores e grupos socioeconômicos, conforme evidenciado na literatura.

Quanto à variável de controle PIB per capita, esta manteve coeficiente negativo e significativo em modelos estáticos, reforçando que períodos de crescimento econômico podem beneficiar proporcionalmente mais os estratos inferiores e reduzir desigualdades no curto prazo.

Em linhas gerais, os resultados apresentados corroboram com os estudos mais relevantes sobre o tema, indicando consistência empírica com a literatura nacional e internacional sobre desigualdade de renda e globalização. O estudo mostrou que os efeitos redistributivos das políticas sociais são mais robustos quando analisados dinamicamente e que os impactos da educação, saúde e abertura comercial dependem fortemente da composição e da estrutura dos gastos, bem como do horizonte temporal considerado.

3 EFEITOS DA EXPOSIÇÃO COMERCIAL E DO EMPREGO SOBRE A PROTEÇÃO SOCIAL NO BRASIL NO PERÍODO DE 2014 A 2021

Considerando a relevância da exposição comercial para o desenvolvimento econômico de um país e o impacto significativo que variações no nível de emprego exercem sobre a demanda por políticas sociais, esta seção apresenta o segundo ensaio do trabalho, o qual analisa os efeitos da exposição ao comércio internacional e do nível de emprego sobre a proteção social, com corte espacial por estados.

3.1 Introdução

Desde o fim da pandemia, a economia mundial tem enfrentado uma sequência de desafios. Muitas nações que ainda lidam com os efeitos acumulados de diversas crises econômicas, continuarão a necessitar de apoio contínuo, especialmente os países de baixa renda, que foram os mais severamente afetados (FMI, 2024). Esse contexto tem gerado um clima de insegurança econômica tanto em economias avançadas quanto em países em desenvolvimento, aumentando a insatisfação com o processo de globalização (UNCTAD, 2024).

Nesse sentido, os debates sobre a globalização envolvem vantagens e desvantagens, abrangendo aspectos econômicos, sociais e políticos (Mosho, Farruku e Canco, 2022). Por um lado, a concentração dos ganhos da globalização tem gerado preocupações e uma resistência cada vez maior ao livre comércio (Colantone e Stanig, 2018). Por outro, a exposição ao comércio internacional tem sido associada a maiores taxas de crescimento econômico, o que pode favorecer a redução da pobreza (Bhagwati, 2004; Alderman e Yemtsov, 2014; Irwin, 2020; Moroz, 2020).

Alguns estudos analisam como a exposição ao comércio internacional pode influenciar a demanda por políticas de seguridade social, ao apontarem que níveis elevados de proteção social podem prejudicar a competitividade externa de um país, ampliar sua vulnerabilidade à evasão fiscal e reduzir a receita do governo (Koster, 2014; Vo e Nguyen, 2021). Em contrapartida, outras abordagens argumentam que governos de economias mais abertas tendem a compensar os cidadãos pelas instabilidades geradas pela globalização, já que a proteção social pode prover incentivo fiscal (Rudra, 2004; Williams, 2020).

A hipótese da compensação explica essa perspectiva ao afirmar que em contextos de maior abertura econômica os cidadãos demandam maior proteção social, com o objetivo de reduzir os riscos advindos da globalização (Rodrik, 1998). E considerando que a maioria dos indivíduos é avessa ao risco, é esperado que prefiram o apoio do governo como forma de proteção frente às incertezas geradas pela exposição ao comércio internacional (Koster, 2014).

No cenário brasileiro, o Programa Bolsa Família (PBF) se destaca como um dos maiores e mais eficazes programas de assistência social, cuja ampla abrangência contribuiu significativamente para sua popularidade. Pesquisas como a de Jannuzzi (2013) destacam o impacto significativo do PBF, creditando ao programa aproximadamente um terço da redução da extrema pobreza no Brasil. Além disso, crianças participantes do PBF demonstraram um avanço escolar 6 pontos percentuais maior em comparação com crianças não participantes que possuíam o mesmo perfil socioeconômico. O programa também aumentou a frequência escolar na Região Nordeste, o que possivelmente contribuiu para a redução do trabalho infantil nessa área.

Além disso, diversos estudos evidenciam que as mudanças no mercado de trabalho também influenciam diretamente o financiamento e a demanda por políticas de proteção social (Holzmann e Jørgensen, 2001; Barrientos, 2002; Barr, 2012; Afridi, Mahajan e Sangwan, 2022).

O Relatório Mundial de Proteção Social da Organização Internacional do Trabalho (OIT), destaca que em 2023 a cobertura da proteção social ultrapassou um marco importante em escala global. Pela primeira vez, mais da metade da população mundial (52,4%) está coberta por ao menos um benefício de proteção social, um avanço significativo em relação aos 42,8% registrados em 2015. No entanto, esse aumento na cobertura pode refletir uma elevação nas necessidades sociais, promovida pelo crescimento da pobreza, da vulnerabilidade e pelos déficits de trabalho decente. Em 2023, por exemplo, apenas 32,4% da população dos países de renda média-baixa estavam cobertos por algum tipo de proteção social, e apenas cerca de 2,5% dos desempregados nesses países recebiam benefícios (OIT, 2024-2026).

Desse modo, este trabalho tem como objetivo analisar os efeitos da exposição ao comércio internacional e do nível de emprego sobre a proteção social no período de 2014 a 2021, com recorte para os estados brasileiros. A principal contribuição da pesquisa está na realização de uma análise empírica com dados em nível estadual, capaz de revelar variações regionais na relação entre abertura comercial, vínculo empregatício e a provisão de proteção

social. A hipótese que orienta o estudo é que uma maior exposição ao comércio internacional está associada a uma maior demanda por proteção social, especialmente em regiões com menor qualificação da força de trabalho.

O ensaio está organizado em cinco seções, iniciando-se por esta Introdução. A segunda seção apresenta uma revisão da literatura relacionada ao tema. A terceira descreve a estratégia empírica adotada. As duas seções finais são dedicadas à análise dos resultados e às considerações finais.

3.2 Revisão de Literatura

Ao longo dos anos, estudos sobre economia internacional têm analisado como a exposição ao comércio internacional impacta os gastos com proteção social (Rodrik, 1997; Garrett, 2001; Harrison, Rutherford e Tarr, 2003; Cho e Diaz, 2008; Nooruddin e Simmons, 2009; Desai e Rudra, 2019). Segundo Holzmann (2001), a globalização criou as condições para que a população se beneficie das vantagens comparativas em escala global. No entanto, não há garantias de que esses ganhos serão distribuídos de forma equitativa entre indivíduos e nações. Ou seja, os riscos envolvidos são tão significativos quanto os potenciais benefícios.

A discussão sobre os impactos da globalização na proteção dos grupos mais vulneráveis ganhou relevância a partir do estudo de Rodrik (1997). O autor argumenta que a integração econômica internacional eleva a exposição das economias a choques externos, o que aumenta a demanda interna por programas de assistência social. Contudo, essa mesma integração tende a reduzir a capacidade dos Estados de atender a tais demandas, ao tornar as bases tributárias mais suscetíveis à competição fiscal internacional.

O estudo de Leibrecht, Klien e Onaran (2011) analisou os efeitos da globalização sobre os gastos com proteção social em países europeus, com ênfase nos países do Leste Europeu. Os autores encontraram evidências favoráveis à hipótese da compensação na Europa Ocidental, segundo a qual a abertura econômica leva a uma expansão da proteção social como forma de mitigar os riscos associados à integração internacional. Em contraste, nos países do Leste Europeu, prevalece o efeito de eficiência, indicando uma tendência à contenção dos gastos sociais diante da pressão por competitividade econômica.

No contexto da América Latina, Avelino, Brown e Hunter (2005) investigaram o impacto da integração econômica sobre a formulação de políticas sociais na região. Utilizando

dados de gastos com assistência social entre 1980 e 1999, os autores testaram se os padrões observados nos países da América Latina se alinham mais à hipótese da compensação ou à hipótese da eficiência. Os resultados indicam que, diferentemente do observado na Europa Ocidental, os fatores tradicionalmente associados à redução dos efeitos adversos da globalização sobre o bem-estar social não são determinantes para o aumento dos gastos com proteção social na América Latina. Ainda assim, observa-se que houve, em diversos países da região, expansão dos investimentos sociais mesmo na ausência dessas condições.

Com base em uma análise de dados referentes a 100 países em desenvolvimento no período de 2000 a 2010, Desai e Rudra (2019) constataram que, durante o processo de liberalização, os exportadores de produtos agrícolas e alimentares apresentaram níveis mais elevados de proteção social em comparação aos importadores. Os resultados sugerem que, em condições semelhantes, a formulação de políticas sociais nos países em desenvolvimento é, ao menos parcialmente influenciada pela presença de exportadores agrícolas bem-sucedidos.

De forma complementar, Gngangnon (2020) analisou 112 países, tanto desenvolvidos quanto em desenvolvimento, no período de 1980 a 2010. O autor identificou que a abertura comercial, quando acompanhada por uma maior diversificação das exportações, está positivamente associada aos gastos com proteção social. Quanto maior o grau de integração ao comércio internacional, mais acentuado é o efeito positivo da diversificação sobre os investimentos sociais. Os resultados de Gngangnon convergem com os de Desai e Rudra (2019), ao destacar que os efeitos redistributivos do comércio dependem não apenas do volume, mas também da composição das exportações.

No contexto brasileiro, Cruz-Martínez (2024) testou as hipóteses da compensação e da eficiência, buscando verificar se a liberalização e a globalização limitam a expansão da proteção social ou se o sistema de bem-estar social se amplia como resposta à volatilidade gerada por esses processos. Para isso, o autor utilizou análise de regressão com dados em painel de séries temporais cobrindo o período de 1970 a 2015. Os resultados indicam que, no longo prazo, a crescente liberalização econômica está positivamente associada ao esforço de bem-estar no caso brasileiro, o que corrobora a hipótese da compensação. Em contraste, a intensificação da globalização apresenta uma relação negativa com o esforço de proteção social nos países sul-americanos, sinalizando a predominância de pressões por eficiência fiscal em um contexto de crescente competição internacional.

Além das dinâmicas comerciais, a literatura tem enfatizado o papel central do emprego na estruturação da proteção social, especialmente em países em desenvolvimento (Papola, 1994; Betcherman, Luinstra e Ogawa, 2001; Anderson e Pontusson, 2007; Campos-Vázquez, Raymundo e Knox, 2013; Chen *et al.*, 2020). Azuara e Marinescu (2011) destacam que os programas de assistência social têm como objetivo proteger os trabalhadores dos choques no mercado de trabalho e na saúde, além de garantir um padrão mínimo de vida para as populações vulneráveis.

Anderson e Pontusson (2007), a partir de dados de 15 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), mostram que diferentes formas de insegurança no emprego são afetadas de maneira distinta por componentes específicos dos sistemas de proteção social. Embora certas medidas contribuam para reduzir a insegurança no trabalho, os níveis agregados de generosidade do Estado de bem-estar não têm efeito sistemático sobre a percepção de segurança dos trabalhadores, o que indica a necessidade de desagregar tanto os indicadores de insegurança quanto os instrumentos de proteção social.

Ramos, Sehnbruch e Weller (2015), com foco na América Latina, argumentam que a literatura sobre desenvolvimento tem priorizado o número de empregos e a produtividade, negligenciando a qualidade do trabalho. Com base em evidências empíricas das últimas décadas, os autores demonstram que diversas dimensões da qualidade do emprego incluindo o acesso à proteção social estão fortemente associadas à existência de vínculos formais. A partir dessa constatação, propõem políticas voltadas à estabilização do emprego formal e à ampliação do financiamento dos sistemas de proteção social.

Em consonância, Barrientos (2002) mostra que o aumento do emprego informal na América Latina decorrente de crises econômicas, liberalização comercial e reformas previdenciárias tem excluído especialmente as mulheres da cobertura dos programas de proteção social. Diante disso, o autor defende reformas institucionais que ampliem o acesso à proteção social independentemente da inserção formal no mercado de trabalho.

Ante o exposto, este estudo contribui para a literatura existente ao aprofundar a análise da integração internacional e do emprego, com foco nos estados brasileiros. Especificamente, a pesquisa avança no debate nacional ao investigar como variações no grau de exposição comercial e no emprego formal influenciam a alocação de recursos públicos em assistência social no período de 2014 a 2021. Busca-se ampliar a compreensão dessa relação, especialmente em um contexto marcado por elevada vulnerabilidade socioeconômica e por uma

estrutura de emprego caracterizada pela baixa qualificação da força de trabalho, por vezes distintas entre as grandes regiões brasileiras.

3.3 Estratégia Empírica e Base de Dados

O propósito deste estudo é analisar os efeitos da exposição ao comércio internacional e do nível de emprego sobre a proteção social, utilizando dados em painel distribuídos por unidades da federação ao longo do tempo. Para isso, a especificação básica do modelo é dada por:

$$proteção_{it} = \alpha_0 + \beta_1 exposição_{it} + \beta_2 emprego_{it} + \gamma_k X_{it} + \sum \theta_i \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Em que $proteção_{it}$ é a variável dependente, representando os gastos com assistência social. O termo $exposição_{it}$ refere-se às variáveis de exposição às exportações e exposição às importações. A variável $emprego_{it}$ indica o total de empregados com vínculo ativo. O vetor de controle X_{it} inclui o percentual da população com ensino médio, e a participação das mulheres no emprego formal. O subscrito i identifica os Estados $\{i = 1, \dots, 26\}$, enquanto t representa o período de tempo $\{t = 1, \dots, 8\}$. Os termos θ_i e δ_t correspondem aos efeitos fixos de estado e ano, utilizados para controlar características específicas de cada Estado e de cada período. Por fim, ε_{it} representa o termo de erro aleatório.

Na análise de dados em painel, esta pesquisa segue as recomendações metodológicas de Baltagi (2005), Wooldridge (2010) e Hsiao (2014). Inicialmente, foi utilizado o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários Empilhados (*Pooled Ordinary Least Squares* – POLS). Esse estimador trata os dados como uma regressão em corte transversal, desconsiderando as heterogeneidades não observadas entre as unidades do painel. Embora o POLS forneça uma estimativa preliminar dos parâmetros, seus resultados podem ser viesados na presença de efeitos fixos ou aleatórios. Ainda assim, sua aplicação é útil como ponto de partida e como base de comparação com estimadores mais robustos. Ele é definido como:

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

onde se assume que as características individuais, observáveis ou não observáveis, não estão correlacionadas com as variáveis explicativas x_{it} .

O segundo método é o estimador de Efeitos Fixos (*Fixed Effects* – FE), utilizado na análise de dados em painel quando se assume a existência de características não observadas

específicas de cada unidade que afetam a variável dependente e estão correlacionadas com as variáveis explicativas. O estimador de efeitos fixos controla essas heterogeneidades ao permitir que cada unidade tenha um intercepto próprio, constante ao longo do tempo. Assim, embora o intercepto varie entre as unidades, ele permanece fixo dentro de cada unidade ao longo do período analisado. Pode ser especificado da seguinte forma:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

onde y_{it} é a variável dependente para a unidade i no tempo t , x_{it} é o vetor de variáveis explicativas, β é o vetor de coeficientes a ser estimado, α_i representa o efeito fixo específico de cada unidade (capturando as características invariantes no tempo), e ε_{it} é o termo de erro aleatório. Esse modelo é estimado geralmente por meio do método de *within* (intragrupos), que consiste em eliminar α_i subtraindo a média temporal das variáveis para cada unidade, focando apenas nas variações intraindividuais ao longo do tempo.

O terceiro estimador é o de Efeitos Aleatórios (*Random Effects* – RE). Neste modelo, os efeitos não observados específicos de cada unidade são distribuídos de forma independente e identicamente entre os indivíduos, além de serem não correlacionados com as variáveis explicativas. Diferentemente do modelo de efeitos fixos, o estimador RE considera que o efeito específico de cada unidade é uma variável aleatória incorporada ao termo de erro, permitindo a inclusão de variáveis invariantes no tempo na análise. A especificação do modelo de efeitos aleatórios é dada por:

$$y_{it} = \mu + x'_{it}\beta + (\alpha_i + \varepsilon_{it}) \quad (4)$$

Mesmo que ε_{it} seja não correlacionado, haverá alguma autocorrelação nos termos de erro $\alpha_i + \varepsilon_{it}$, decorrente do componente α_i . Assume-se que os componentes α_i e ε_{it} são independentes entre si, bem como independentes das variáveis explicativas x_{it} para todos os períodos de tempo.

Por fim, para lidar com possíveis problemas de inconsistência dos estimadores e de endogeneidade entre as variáveis, recorre-se ao método System-GMM, proposto por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). Essa metodologia é empregada na estimação de modelos dinâmicos de painel que apresentam efeitos individuais não observados e variáveis endógenas.

O System-GMM é implementado em duas etapas. Inicialmente, a equação em primeiras diferenças é estimada, sendo instrumentada por níveis defasados, conforme a seguinte estrutura:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \beta' x_{it} + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

Em seguida, a equação em níveis é estimada, utilizando como instrumentos as primeiras diferenças defasadas:

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \beta' \Delta x_{it} + \Delta \epsilon_{it} \quad (6)$$

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos a partir de diversas fontes, incluindo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o Portal da Transparência, o Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC/ComexStat) e a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS).

O Quadro 2 apresenta as variáveis utilizadas neste estudo, bem como suas respectivas fontes. Com o objetivo de estimar os efeitos da exposição ao comércio internacional e do nível de emprego sobre a proteção social nos estados brasileiros, adota-se como variável dependente os gastos com proteção social. As variáveis explicativas referem-se à exposição comercial, representada pela exposição às exportações e às importações. Por fim, as variáveis de controle incluem o percentual da população com ensino médio, e a proporção de mulheres empregadas com vínculo formal.

Quadro 2 – Descrição das Variáveis e Fonte dos Dados do ensaio 2

Variável dependente		
<i>proteção social</i>	Gastos com Bolsa Família, Auxílio Brasil e Benefício de Prestação Continuada (BPC).	Portal da Transparência
Variáveis explicativas		
<i>exposição comercial</i>	Dado pela exposição à exportação (total de exportações sobre o PIB), e pela exposição à importação (total de importações sobre o PIB).	ComexStat/MDIC
<i>emprego</i>	Total de empregados com vínculo ativo.	RAIS
Variáveis de controle		
<i>ensino médio</i>	Percentual da população com ensino médio completo.	IBGE/PNADC
<i>mulheres no emprego</i>	Percentual de mulheres no emprego com vínculo ativo.	RAIS

Fonte: Elaboração própria.

Para verificar a consistência e a adequação dos modelos de dados em painel, alguns testes são considerados. O teste de Chow avalia a presença de efeitos fixos, enquanto o teste de Breusch-Pagan verifica a existência de efeitos aleatórios. O teste de Hausman é utilizado para escolher entre efeitos fixos e aleatórios, com base na hipótese de correlação entre os efeitos específicos e as variáveis explicativas. Além disso, o teste de Wooldridge detecta autocorrelação serial, e o teste de Breusch-Pagan avalia a presença de heterocedasticidade. Para

a validade das inferências obtidas através do método System-GMM, os testes de autocorrelação de Arellano-Bond e o teste de sobreidentificação de Sargan são considerados.

3.4 Resultados e Discussão

A Tabela 7 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste estudo. Observa-se que os gastos com proteção social possuem média de aproximadamente R\$ 2,98 milhões, mas com elevada dispersão, como indica o desvio padrão de cerca de R\$ 7,1 milhões. As exposições à exportação e à importação também variam consideravelmente entre os casos, com médias de 111,10 e 80,71, respectivamente, e valores máximos de 605,89 e 542,49, o que revela que alguns estados possuem elevada inserção comercial. O nível médio de emprego é de cerca de 1,77 milhão de pessoas, com alta variabilidade, refletida pelo desvio padrão de aproximadamente 2,65 milhões. No que se refere às características educacionais e demográficas, destaca-se que, em média, 26,52% dos indivíduos possuem ensino médio completo, enquanto a participação feminina no emprego é de aproximadamente 44%.

Tabela 7 – Estatísticas Descritivas das Variáveis do ensaio 2

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Obs
<i>proteção social</i>	2984448	7146594	8955,134	$6,48 \cdot 10^{07}$	182
<i>exposição à exportação</i>	111,10	107,78	1,26	605,89	208
<i>exposição à importação</i>	80,71	79,80	0,44	542,49	208
<i>emprego</i>	1772211	2654809	94320	$1,41 \cdot 10^{07}$	208
<i>ensino médio (%)</i>	26,52	3,35	4,6	20	182
<i>mulheres no emprego (%)</i>	44	2,02	2,2	13,2	208

Fonte: Elaboração própria.

Os dados não apresentaram evidência de multicolinearidade entre as variáveis. Contudo, o teste de Wooldridge indicou a presença de autocorrelação de primeira ordem nos resíduos do painel, e o teste de Wald revelou heterocedasticidade, ambos com significância estatística de 1%. Para corrigir esses problemas, foram utilizados erros-padrão robustos, que permitem lidar simultaneamente com a autocorrelação e a heterocedasticidade.

A Tabela 8 apresenta os resultados dos modelos. O primeiro modelo é o de dados agregados (POLS). O segundo corresponde ao modelo de Efeitos Fixos, uma vez que na comparação com o modelo de Efeitos Aleatórios (3) foi considerado superior pelo teste de Hausman. E por fim, o modelo (4) refere-se ao modelo System-GMM.

Tabela 8 – Resultados da Estimação dos Modelos do ensaio 2

<i>Variáveis</i>	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>proteção social defasado</i>				0,4895*** (0,1538)
<i>exposição à exportação</i>	-0,0497 (0,1702)	0,7598* (0,4265)	-0,0163 (0,1949)	0,4303 (0,6272)
<i>exposição à importação</i>	0,0906 (0,1624)	1,6920** (0,6533)	0,1093 (0,1845)	1,1395* (0,6745)
<i>emprego</i>	0,3969** (0,1442)	1,7075 (5,2261)	0,3332** (0,1652)	-6,0903** (2,5163)
<i>população com ensino médio</i>	4,6174** (1,8137)	26,0144 (3,6071)	5,6104*** (2,0107)	35,8503*** (4,6479)
<i>mulheres no emprego</i>	-6,9841 (4,2505)	-45,8192*** (13,3631)	-7,7846* (4,5774)	-6,1315 (23,5979)
<i>constante</i>	18,0869 (13,6322)	67,5601 (99,4514)	18,5249 (14,6876)	-10,5640 (104,191)
<i>Obs</i>	156	156	156	104
<i>N.Grupos</i>		26	26	26

Notas. Níveis de significância: ***p< 1%; **p< 5%; *p< 10%.

Fonte: Elaboração própria, com base no Programa Stata (2025).

O resultado da estimação do modelo dinâmico, que considera a própria variável dependente defasada como variável explicativa, (4), portanto, mais robusto, mostra que o sinal do coeficiente da variável proteção social foi positivo e estatisticamente significativo a 1%, como era esperado, e entra em conformidade com os resultados encontrados na literatura considerada (Bhagwati, 2004; Vo e Nguyen, 2021).

Os resultados da estimação dos modelos evidenciam que o sinal dos coeficientes da variável de exposição à exportação foi positivo e estatisticamente significativo a 10% no modelo (2), e entra em consonância com o que era esperado Gagnon (2020), indicando que um aumento da exposição à exportação está associado a uma redução nos gastos com proteção social. Esse resultado difere de parte da literatura que destaca possíveis efeitos negativos da liberalização comercial sobre políticas de proteção social (Leibrecht, Klien e Onaran, 2011; Cruz-Martinez, 2024), prevalecendo o chamado “efeito de eficiência”, que indica uma tendência de contenção dos gastos sociais diante das pressões por maior competitividade econômica.

A variável exposição à importação apresenta um coeficiente positivo e estatisticamente significativo nos modelos (2) e (4), com níveis de 5% e 10%, respectivamente. Este resultado sugere que uma maior exposição da economia às importações está associada a um aumento nos níveis de proteção social. Este resultado é consistente com a hipótese de compensação, amplamente discutida na literatura (Rodrik, 1998; Katzenstein, 1985), que postula que governos

em economias mais abertas e expostas aos riscos e volatilidades do mercado global tendem a expandir redes de proteção social para amortecer o impacto negativo sobre os trabalhadores. O coeficiente não significativo no modelo (1) destaca a importância de controlar para heterogeneidade não observada, que é capturada pelo modelo de efeitos fixos (2).

O coeficiente para emprego é positivo e significativo nos modelos estáticos (1) e (3), mas torna-se negativo e significativo no modelo System-GMM (4). Esta inversão sinaliza a possível existência de uma relação de trade-off no curto *versus* longo prazo, ou a correção de um viés de endogeneidade. O resultado negativo no GMM, modelo que melhor lida com a causalidade reversa, pode indicar que, controlando por outros fatores e para a dinâmica temporal, um aumento nas taxas de emprego pode reduzir a pressão política para a expansão de programas de proteção social, já que mais pessoas estão inseridas no mercado de trabalho e dependem menos de transferências.

A variável população com ensino médio apresenta um coeficiente positivo e significativo nos modelos (1), (3) e (4). Ele corrobora a ideia de que o capital humano é fundamental para a construção e consolidação do Estado de Bem-Estar Social. Uma população mais educada tende a demandar mais e melhores serviços públicos, compreende melhor seus direitos sociais e pode ser mais produtiva, gerando a base tributária necessária para financiar tais políticas.

O resultado para mulheres no emprego é significativo e negativo nos modelos (2) e (3). Isto reflete um efeito de composição ou de renda. Em que uma maior participação feminina no mercado de trabalho eleva a renda familiar total, potencialmente reduzindo a dependência de programas de assistência social direta. Além disso, pode estar correlacionada com mudanças nas estruturas familiares e na demanda por diferentes tipos de políticas públicas.

Os resultados aqui encontrados dialogam diretamente com parte da literatura sobre globalização e proteção social. A confirmação da hipótese de compensação para as importações está alinhada com os resultados encontrados por Rodrik (1998) e Walter (2010), que identificaram uma correlação positiva entre abertura comercial e tamanho do governo, especialmente em economias desenvolvidas. No entanto, contrasta com parte da literatura que, focando em países em desenvolvimento, argumenta que a abertura pode limitar fiscalmente os governos, reduzindo sua capacidade de expandir a proteção social (Wibbels, 2006).

3.5 Considerações Finais

O trabalho propôs verificar os efeitos da exposição ao comércio internacional e do nível de emprego sobre a proteção social, a partir da aplicação do Modelo System-GMM. Os resultados obtidos indicam que, choques de maior abertura comercial estão associados à expansão da proteção social. Este resultado sugere que, a globalização pode, paradoxalmente, fomentar a sua expansão como ferramenta de estabilização social e política. Este resultado ressalta a importância de fortalecer instituições fiscais para que o país possa responder de maneira adequada a esses choques externos, convertendo os ganhos de eficiência da abertura comercial em redes de proteção que garantam uma distribuição mais justa desses benefícios.

No que se refere à variável população com ensino médio, este resultado reforça a noção de que o desenvolvimento social, particularmente em educação, não é apenas um fim em si mesmo, mas também um fator habilitador para a construção de um Estado de Bem-Estar mais abrangente. Políticas de longo prazo voltadas para o aumento do capital humano mostram-se, como um investimento duplo: preparam a força de trabalho para os desafios de uma economia globalizada e criam as condições sociais e políticas para a consolidação de um sistema de proteção social.

Em relação à variável emprego, enquanto modelos estáticos podem capturar uma correlação positiva simples, o modelo dinâmico sugere que a relação causal pode ser mais complexa e negativa no longo prazo, um resultado que merece ser explorado em pesquisas futuras. Por fim, a variável mulheres no emprego, sugere um efeito negativo sobre a proteção. Esse resultado abre a discussão sobre as características demográficas da força de trabalho e como elas podem influenciar as políticas de proteção, necessitando de mais investigações para confirmar essas associações.

Em suma, o trabalho apresenta coerência estatística e um conjunto de resultados compatíveis com a literatura. Recomenda-se para futuros trabalhos, o uso de banco de dados mais longos (a depender da disponibilidade dos mesmos) e abordagens complementares (por exemplo, modelos hierárquicos ou abordagem qualitativa) para validar e aprofundar essas evidências apresentadas, já que outros métodos quantitativos foram utilizados alternativamente e não melhoraram esses resultados.

4 CONCLUSÕES

Visto a importância do tema, o presente trabalho teve como objetivo analisar duas questões específicas. Em primeiro lugar, investigou-se de que forma as despesas sociais do governo influenciam a desigualdade de renda em um contexto de abertura comercial, com foco nos estados brasileiros. Em segundo lugar, buscou-se examinar os efeitos da exposição ao comércio internacional e do nível de emprego sobre a proteção social, também com recorte estadual.

Para atingir esses objetivos, foram utilizados modelos estáticos para dados em painel (Pooled OLS, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios), que permitem avaliar os impactos imediatos das variáveis explicativas sobre a variável dependente no período analisado. E também o modelo dinâmico System-GMM, que incorpora defasagens da variável dependente como explicativas e consideraram efeitos acumulados de períodos anteriores.

Conclui-se que, em relação ao primeiro objetivo, os gastos governamentais com assistência social mostraram-se potencialmente associadas à redução da desigualdade. Enquanto que os gastos com educação e saúde estão relacionados com maior desigualdade, o que pode refletir em diferenças na qualidade do gasto ou na composição dos investimentos.

Em relação à abertura comercial, as importações sugerem que uma maior exposição a produtos estrangeiros pode intensificar desigualdades, enquanto que as exportações tendem a reduzir desigualdade ao ampliar oportunidades para setores intensivos em trabalho e redistribuir ganhos econômicos. Destaca-se também o resultado do PIB per capita, reforçando a relação inversa entre crescimento econômico e desigualdade.

No que se refere ao segundo objetivo, os coeficientes revelam indícios importantes que podem orientar análises futuras. Observou-se que a exposição à exportação tende a estar associada a um aumento nos gastos com proteção social, já o aumento da exposição à importação parece estar relacionado a pressões por maior proteção diante da concorrência internacional, o que está em consonância com a literatura sobre demandas por proteção social em contextos de abertura comercial. As variáveis relacionadas ao capital humano e ao emprego sugerem que trabalhadores mais qualificados podem demandar mais proteção, por serem menos adaptáveis a choques externos. No campo demográfico, a presença de mulheres no mercado de trabalho formal mostrou uma relação negativa com a proteção social. Esses resultados apontam para dinâmicas de representação social e vulnerabilidade que merecem ser aprofundadas em estudos futuros.

Assim, os resultados obtidos ao longo dos ensaios reforçam a complexidade das relações entre abertura comercial, gastos sociais e desigualdade de renda. Por isso, a importância da criação de políticas públicas bem direcionadas para reduzir os impactos adversos da liberalização econômica, sobretudo sobre os grupos mais vulneráveis.

REFERÊNCIAS

- ADAMS, S. Globalization and income inequality: Implications for intellectual property rights. **Journal of Policy Modeling**, v. 30, n. 5, p. 725-735, 2008.
- AFRIDI, F.; MAHAJAN, K.; SANGWAN, N. Employment Guaranteed? Social Protection During a Pandemic. **Oxford Open Economics**, v. 1, 2022.
- AHUJA, D.; PANDIT, D. Social spending as a development tool: evidence from developing countries. **European Journal of Government and Economics**, v. 11, n. 1, p. 73-96, 2022.
- ALDERMAN, H.; YEMTSOV, R. How Can Safety Nets Contribute to Economic Growth? **The World Bank Economic Review**, v. 28, n. 1, p. 1-20, 2014.
- ALLISON, P. D. Measures of Inequality. **American Sociological Review**, v. 43, n. 6, p. 865, 1978.
- ANDERSON, C. J.; PONTUSSON, J. Workers, worries and welfare states: Social protection and job insecurity in 15 OECD countries. **European Journal of Political Research**, v. 46, n. 2, p. 211-235, 2007.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.
- ARRUDA, E. F.; BASTOS, R. F. S.; GUIMARÃES, R. D. B.; IRFFI, R. G. **Efeitos assimétricos da abertura comercial sobre o nível de renda dos estados brasileiros**. *Economia*, v. 14, n. 1b, p. 497-519, 2013. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC).
- AUGUSTE, D. Income Inequality, Globalization, and the Welfare State: Evidence from 23 Industrial Countries, 1990–2009. **Sociological Forum**, v. 33, n. 3, p. 666-689, 2018.
- AVELINO, G.; BROWN, D. S.; HUNTER, W. The Effects of Capital Mobility, Trade Openness, and Democracy on Social Spending in Latin America, 1980–1999. **American Journal of Political Science**, v. 49, n. 3, p. 625-641, 2005.
- BALTAGI, B. H. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd ed. New York: **John Wiley & Sons**, 2005.
- BARR, N. *Economics of the Welfare State*. 5th ed. Oxford: **Oxford University Press**, 2012.
- BARRIENTOS, A. **Women, Informal Employment, and Social Protection in Latin America**. (Issue 30557). 2002.
- BARRO, R. Inequality and Growth in a Panel of Countries. **Journal of Economic Growth**, mar. 2000.
- BARTH, E.; FINSERAAS, H.; KJELSRUD, A.; MOENE, K. Openness and the welfare state: risk and income effects in protection without protectionism. **European Journal of Political Economy**, v. 79, p. 102405, 2023.

BERGH, A.; MIRKINA, I.; NILSSON, T. Can social spending cushion the inequality effect of globalization? **Economics & Politics**, v. 32, n. 1, p. 104-142, 2020.

BETCHERMAN, G.; LUINSTRA, A.; OGAWA, M. **Labor Market Regulation: International Experience in Promoting Employment and Social Protection**. 2001.

BHAGWATI, J. In defense of globalization: With a new afterword. Oxford: **Oxford University Press**, 2004.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.

CAMPOS, L. F. **Globalização e desigualdade de renda no Brasil: dimensões, efeitos e assimetrias regionais**. 2020. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Minas Gerais.

CAMPOS-VÁZQUEZ, R. M.; KNOX, M. A. Social Protection Programs and Employment: The Case of Mexico's Seguro Popular Program. *Economía mexicana*. **Nueva época**, v. 22, n. 2, p. 403-448, 2013.

CAMERON, D. R. The expansion of the public economy: A comparative analysis. **American Political Science Review**, v. 72, n. 4, p. 1243-1261, 1978.

CASAGRANDE, D. L. **Ensaio em economia internacional: produtividade, intensidade dos fatores e abertura comercial**. 2018. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Pernambuco.

CASTILHO, M.; MENÉNDEZ, M.; SZTULMAN, A. Trade Liberalization, Inequality, and Poverty in Brazilian States. **World Development**, v. 40, n. 4, p. 821-835, 2012.

CATALANO, M.; LEISE, T.; PFAFF, T. Measuring Resource Inequality: The Gini Coefficient. **Numeracy**, v. 2, n. 2, 2009.

ÇELIK, S.; BASDAS, U. How Does Globalization Affect Income Inequality? A Panel Data Analysis. **International Advances in Economic Research**, v. 16, n. 4, p. 358-370, 2010.

CHEN, B.; LIU, T.; GUO, L.; XIE, Z. The disembedded digital economy: Social protection for new economy employment in China. **Social Policy & Administration**, v. 54, n. 7, p. 1246-1260, 2020.

CHO, S.-W.; DIAZ, J. P. Welfare Impact of Trade Liberalization. **SSRN Electronic Journal**, 2008.

CHRISTALLER, W. **Die zentralen Orte in Süddeutschland**. Jena: Gustav Fischer, 1933.

COLANTONE, I.; STANIG, P. The trade origins of economic nationalism: Import competition and voting behavior in Western Europe. **American Journal of Political Science**, v. 62, n. 4, p. 936-953, 2018.

- CRUZ-MARTINEZ, G. Globalization and Liberalization in Social Policy Expansion: Testing the Compensation and Efficiency Hypotheses in Brazil. **Journal of Politics in Latin America**, v. 16, n. 2, p. 145-173, 2024.
- DARKU, A. B.; YEBOAH, R. Economic openness and income growth in developing countries: a regional comparative analysis. **Applied Economics**, v. 50, n. 8, p. 855-869, 2018.
- DAUMAL, M.; ÖZYURT, S. The impact of international trade flows on economic growth in Brazilian states. **Review of Economics and Institutions**, v. 2, n. 1, 2010.
- DEACON, B. Globalization and social policy: The threat to equitable welfare. **United Nations Research Institute for Social Development (UNRISD)**, Issue 5, 2000.
- DESAI, R. M.; RUDRA, N. Trade, poverty, and social protection in developing countries. **European Journal of Political Economy**, v. 60, p. 101744, 2018.
- DIKIT, V. Causality Between Economic Openness, Income Inequality, and Welfare Spending in India. **Asia-Pacific Social Science Review**, v. 17, n. 1, 2017.
- DORN, F.; FUEST, C.; POTRAFKE, N. Trade openness and income inequality: New empirical evidence. **Economic Inquiry**, v. 60, n. 1, p. 202-223, 2022.
- EDDY, L. Trade Liberalization and Employment. Working Papers 5. United Nations, **Department of Economics and Social Affairs**, 2005.
- EDUCATION at a Glance 2024. **OECD**, 2024. DOI: <https://doi.org/10.1787/c00cad36-en>.
- ERDOGAN, M.; UNVER, M. Determinants of Foreign Direct Investments: Dynamic Panel Data Evidence. **International Journal of Economics and Finance**, v. 7, n. 5, 2015.
- FARIAS, J. J. de. Três ensaios sobre abertura comercial, localização industrial e comércio interestadual. 2012. **Tese (Doutorado)** – Universidade Federal de Pernambuco.
- FOSTER, J. Income Inequality, Welfare Spending, and Globalization. **All Graduate Plan B and other Reports**, n. 162, 2012.
- FUNDAÇÃO AMAZÔNIA DE AMPARO A ESTUDOS E PESQUISAS. **Boletim Comércio Exterior Paraense 2023**. Disponível em: <https://www.fapespa.pa.gov.br/2022/05/19/lancamento-boletim-do-comercio-exterior-paraense-2022/>. Acesso em: 27 jan. 2025.
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. **Resiliência diante da mudança: Relatório anual do FMI 2024**. 2024. Disponível em: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/ar/2024/portuguese/>.
- GARRETT, G. Globalization and government spending around the world. **Studies in comparative international development**, v. 35, n. 4, p. 3, 2001.
- GAUTERIO, L. W. **Comércio internacional, pobreza e desigualdade de renda: Uma análise para os municípios brasileiros de 2000 a 2010**. 2015. (Dissertação de mestrado).

Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

GNANGNON, S. K. Impact of export product concentration on social protection expenditure: Does trade openness matter?. **Journal of Economic Studies**, v. 47, n. 3, p. 649-669, 2020.

CREEDY, J. The principle transfers and the variance of logarithms. **Oxford Bulletin of Economics & Statistics**, v. 39, n. 2, 1977.

HARRISON, G. W.; RUTHERFORD, T. F.; TARR, D. G. Trade liberalization, poverty and efficient equity. **Journal of development Economics**, v. 71, n. 1, p. 97-128, 2003.

HECKSCHER, E. The effect of foreign trade on the distribution of income. **Ekonomisk Tidskrift**, v. 21, p. 497-512, 1919.

HEIMBERGER, P. Does economic globalisation affect income inequality? A meta-analysis. **The World Economy**, v. 43, n. 11, p. 2960-2982, 2020.

HELPMAN, E; KRUGMAN, P. **Market structure and foreign trade: Increasing returns, imperfect competition, and the international economy**. MIT press, 1987.

HIDALGO, Á. B.; SALES, M. F. Trade openness and income inequality: analysis for brazilian regions. **Revista de Economia Contemporânea (Online)**, v. 18, n. 3, p. 409, 2014.

HIRSCHMAN, A. O. The strategy of economic development. New Haven: **Yale University Press**, 1958.

HOLZMANN, R. Risk and vulnerability: The forward-looking role of social protection in a globalizing world. In: **Poverty and Exclusion in North and South**. Routledge, 2005. p. 59-92.

HOLZMANN, R.; JØRGENSEN, S. Social risk management: A new conceptual framework for social protection, and beyond. **International Tax and Public Finance**, v. 8, n. 4, p. 529-556, 2001.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. 3. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2014.

HUI, Y. et al. Economic globalization and income inequality: A review. **Advancement in Management and Technology (AMT)**, v. 3, n. 4, p. 1-9, 2023.

INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. **World social protection report 2024–26: universal social protection for climate action and a just transition**. Geneva: ILO, 2024. Disponível em: <https://www.ilo.org/publications/flagship-reports/world-social-protection-report-2024-26-universal-social-protection-climate>

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **World economic outlook: growth, slowdown, precarious recovery**. Washington, DC: IMF, 2021. Disponível em: <https://www.imf.org>

IRWIN, D. A. **Free trade under fire**. 5. ed. Princeton: Princeton University Press, 2020.

ISARD, W. **Location and space-economy: a general theory relating to industrial location, market areas, land use, trade, and urban structure.** Cambridge: MIT Press, 1956.

JANNUZZI, P. M. **Bolsa Família e seus impactos nas condições de vida da população brasileira: uma síntese dos principais achados da Pesquisa de Avaliação de Impacto do Bolsa Família II.** In: Indicadores sociais no Brasil: conceitos, fontes de dados e aplicações. São Paulo: Editora Alínea, 2013. p. 181-196.

JOHNSTON, J.; THEIL, H. Economics and information theory. **The Economic Journal, London**, v. 79, n. 315, p. 601, 1969.

KATZENSTEIN, P. J. **Small states in world markets: industrial policy in Europe.** Ithaca: Cornell University Press, 1985.

KERR, W. R. Income inequality and social preferences for redistribution and compensation differentials. **Journal of Monetary Economics**, v. 66, p. 62-78, 2014.

KOSTER, F. Economic openness and welfare state attitudes: A multilevel study across 67 countries. **International Journal of Social Welfare**, v. 23, n. 2, p. 128-138, 2014.

KRUGMAN, P. R. Increasing returns, monopolistic competition, and international trade. **Journal of international Economics**, v. 9, n. 4, p. 469-479, 1979.

KUŠTEPELI, Y. Income inequality, growth, and the enlargement of the European Union. **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 42, n. 6, p. 77-88, 2006.

LEIBRECHT, M; KLIEN, M; ONARAN, Ö. Globalization, welfare regimes and social protection expenditures in Western and Eastern European countries. **Public choice**, v. 148, n. 3, p. 569-594, 2011.

LINDER, S. B. **An essay on trade and transformation.** New York: John Wiley and Sons, 1961.

LÖSCH, A. **Die räumliche Ordnung der Wirtschaft.** Tradução de: The economics of location. Jena: Gustav Fischer, 1940.

MEDEIROS, M.; GALVÃO, J. C. Educação e rendimentos dos ricos no Brasil. **Dados**, v. 59, n. 2, p. 357-383, 2016.

MELITZ, M. J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. **Econometrica**, v. 71, n. 6, p. 1695-1725, 2003.

MOROZ, H. E. **The role of social protection in building, protecting, and deploying human capital in the East Asia and Pacific Region.** Washington, DC: The World Bank, 2020.

MOSHO, A. D.; FARRUKU, E.; CANCO, I. Globalization, Social Economic Interdependence and Opportunities. **Interdisciplinary Journal of Research and Development**, v. 9, n. 4. S1, p. 8-8, 2022.

MYRDAL, G. **Economic theory and under-developed regions.** London: Duckworth, 1957.

NOORUDDIN, I.; SIMMONS, J. W. Openness, uncertainty, and social spending: Implications for the globalization - welfare state debate. **International Studies Quarterly**, v. 53, n. 3, p. 841-866, 2009.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **OECD economic surveys: Brazil 2023**. Paris: OECD, 2023.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **OECD social expenditure (SOCX) update 2023: private social expenditure and the influence of tax systems**. Paris: OECD, 2023. <http://www.oecd.org/social/expenditure.htm>.

OHLIN, B. **Interregional and international trade**. Cambridge: Harvard University Press, 1933.

OSPINA, M. The effect of social spending on income inequality: an analysis for Latin American countries. **SSRN Electronic Journal**, [S. 1.], 2010.

PAPOLA, T. S. Employment growth and social protection of labour in India. **Indian Journal of Industrial Relations**, p. 117-143, 1994.

PERROUX, F. **Note sur la notion de “pôle de croissance”**. *Économie Appliquée*, Paris, v. 8, n. 1-2, p. 307-320, 1955.

PREBISCH, R. The economic development of Latin America and its principal problems. In: UNITED NATIONS. DEPARTMENT OF ECONOMIC AFFAIRS. **Economic survey of Latin America**. 1949. New York: United Nations, 1950. p. 57-103.

RAMOS, J.; SEHNBRUCH, K.; WELLER, J. Quality of employment in Latin America: Theory and evidence. **International Labour Review**, v. 154, n. 2, p. 171-194, 2015.

RAVALLION, M. **Pro-poor growth: A primer**. Available at SSRN 610283, 2004.

RICARDO, D. **On the principles of political economy and taxation**. In: The works and correspondence of David Ricardo. Organizado por Piero Sraffa. v. 1. Cambridge: Cambridge University Press, 1951.

RIVAS, M. G. The effects of trade openness on regional inequality in Mexico. **The Annals of Regional Science**, v. 41, n. 3, p. 545-561, 2007.

RODRÍGUEZ-POSE, A. Trade and regional inequality. **Economic Geography**, v. 88, n. 2, p. 109-136, 2012.

RODRIK, D. **Trade, social insurance, and the limits to globalization**. 1997.

RODRIK, D. Why do more open economies have bigger governments?. **Journal of political economy**, v. 106, n. 5, p. 997-1032, 1998.

RUDRA, N. Openness, welfare spending, and inequality in the developing world. **International Studies Quarterly**, v. 48, n. 3, p. 683-709, 2004.

RUDRA, N.; HAGGARD, S. Globalization, democracy, and effective welfare spending in the developing world. **Comparative Political Studies**, v. 38, n. 9, p. 1015-1049, 2005.

FISZBEIN, A.; SCHADY, N. R. Conditional cash transfers: reducing present and future poverty. **World Bank Publications**, 2009.

SIDOU-JUNIOR, P. M. O. **Impactos da abertura comercial sobre a pobreza e a desigualdade de renda no Brasil e suas regiões – 1986 a 2003**. 2007. 150 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2007.

SMITH, A. **An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations: in two volumes**. Part 1. Londres: W. Strahan and T. Cadell, 1776.

SOARES, S.; SOUZA, P. H. G. F.; OSORIO, R. G.; SILVEIRA, F. G. **Os impactos do benefício do Programa Bolsa Família sobre a desigualdade e a pobreza**. Brasília, DF: Ipea, 2010. (Texto para Discussão, n. 1424).

STOLPER, W. F.; SAMUELSON, P. A. Protection and real wages. **The review of economic Studies**, v. 9, n. 1, p. 58-73, 1941.

TAYDAS, Z.; PEKSEN, D. Can states buy peace? Social welfare spending and civil conflicts. **Journal of Peace Research**, v. 49, n. 2, p. 273-287, 2012.

THOMPSON, H. Free trade and income redistribution in some developing and newly industrialized countries. **Open economies review**, v. 6, n. 3, p. 265-280, 1995.

UNITED NATIONS. **Rethinking development in the age of discontent**. Nova York: UN, 2024. Disponível em: <https://unctad.org/publication/trade-and-development-report-2024>.

URATA, S.; NARJOKO, D. **International trade and inequality**. Tóquio: Asian Development Bank Institute, 2017. 32 p. (ADB Working Paper Series, n. 675).

VERNON, R. International investment and international trade in the product cycle. In: *International economic policies and their theoretical foundations*. **Academic Press**, p. 415-435, 1992.

VO, T. T.; NGUYEN, D. X. Impact of trade liberalization on household welfare: An analysis using household exposure-to-trade indices. **Social Indicators Research**, v. 153, n. 2, p. 503-531, 2021.

WAHIBA, N. F.; WERIEMMI, M. E. The relationship between economic growth and income inequality. **International Journal of Economics and Financial Issues**, [S. l.], v. 4, n. 1, p. 135-143, 2014.

WEBER, A. **Über den Standort der Industrien**. Tradução de: *The theory of the location of industries*. Tübingen: Mohr, 1909.

WILLIAMS, J. **Economic effects of social protection expenditure: a literature review**. Wellington: New Zealand Institute of Economic Research, 2020.

WONG, M. Y. H. Globalization, spending and income inequality in Asia Pacific. **Journal of Comparative Asian Development**, v. 15, n. 1, p. 1-18, 2016.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2. ed. Cambridge: MIT Press, 2010.

ZHANG, X.; ZHANG, K. H. How does globalisation affect regional inequality within a developing country? Evidence from China. **Journal of Development Studies**, v. 39, n. 4, p. 47-67, 2003.

APÊNDICE A –TEORIAS DE SUPORTE SOBRE COMÉRCIO INTERNACIONAL

Quadro 3 – Resumo das Principais Teorias de Comércio Internacional

Autor	Teoria	Pressupostos	Variável de interesse	Implicações
Teorias Clássicas de Comércio Internacional				
Adam Smith (1776)	Vantagens Absolutas	Único fator de produção escasso (trabalho); rendimentos de escala constantes; livre comércio.	Produtividade absoluta do trabalho.	O comércio exterior eleva o bem-estar da sociedade.
David Ricardo (1817)	Vantagens Comparativas	Custo de oportunidade relativo; trabalho como único fator.	Diferença relativa de produtividade.	Mesmo países sem vantagens absolutas em relação a outros podem se beneficiar do comércio internacional.
Teorias Neoclássicas de Comércio Internacional				
Eli Heckscher (1919) e Bertil Ohlin (1933)	Vantagem Comparativa baseada em Fatores	Inexistência de economias de escala e a homogeneidade das tecnologias empregadas e dos produtos.	Dotação relativa de fatores (capital/trabalho).	Países se especializarão na produção dos bens que utilizam fatores de produção com abundância relativa; livre comércio eficiente.
Wolfgang Stolper e Paul Samuelson (1941)	Extensão da Teoria (H-O)	Inexistência de economias de escala e a homogeneidade das tecnologias empregadas e dos produtos.	Impacto do comércio sobre preços dos fatores.	Comércio afeta distribuição de renda: fator escasso perde.
Tadeusz Rybczynski (1955)	Extensão da Teoria (H-O)	Dois bens, dois fatores; pleno emprego.	Mudança na dotação de fatores.	Mudança na estrutura produtiva com efeitos sobre os setores.
Teorias de comércio de produtos industrializados				
Staffan Linder (1961)	Similaridade de Preferências	Demanda por bens semelhantes; países com renda similar.	Similaridade de preferências dos consumidores.	O comércio de produtos industrializados é maior entre países com níveis de renda semelhantes.
Raymond Vernon (1966)	Ciclo de Vida do Produto	Inovação tecnológica, mudanças no consumo.	Estágio de desenvolvimento do produto.	A inovação de produtos ocorre nas economias mais avançadas e desenvolvidas.
Teoria Estruturalista do Desenvolvimento				
Raúl Prebisch (1950)	Teoria Estruturalista	Assimetria centro-periferia; deterioração dos termos de troca.	Posição na divisão internacional do trabalho (primário x industrial).	Industrialização via substituição de importações; intervenção estatal necessária.
Novas teorias do Comércio				
Paul Krugman (1979) e Helmpan-Krugman (1985)	Economias de Escala e Diferenciação	Economias de escala; concorrência imperfeita; produtos diferenciados.	Economias de escala e variedade.	Justifica intervenção estratégica e políticas industriais.

Marc J. Melitz (2003)	Extensão da Teoria (Nova Teoria do Comércio)	Heterogeneidade entre firmas; custos fixos de exportação.	Produtividade das firmas.	Abertura comercial seleciona empresas mais produtivas; impacto distributivo relevante.
-----------------------	--	---	---------------------------	--

Fonte: Elaboração própria (2025).

APÊNDICE B – TEORIAS DE SUPORTE SOBRE ECONOMIA REGIONAL

Quadro 4 – Resumo das Principais Teorias de Economia Regional

Autor	Teoria	Pressupostos	Variável de interesse	Implicações
Alfred Weber (1909)	Localização industrial	Minimização de custos de transporte, trabalho e aglomeração.	Fatores que influenciam a localização das indústrias (regionais; aglomerativos e deglomerativos).	Incentivos localizados devem considerar custos logísticos e de insumos.
Walter Christaller (1933)	Locais centrais	Território uniforme e isotrópico; mobilidade limitada; demanda homogênea.	Hierarquia de centros urbanos com bens de diferentes ordens.	Planejamento urbano e regional considerando a centralidade dos serviços.
August Losch (1940)	Equilíbrio das localizações	Espaço homogêneo; distribuição uniforme dos consumidores; elasticidade preço (negativa) da demanda.	Maximização do lucro dos produtores.	Distribuição espacial das atividades é determinada por um processo de convergência em mercados competitivos.
Walter Isard (1956)	Localização e espaço econômico	Densidade dos consumidores; minimização de custos.	Fatores locais (custos de transporte, de transmissão e de produção).	A localização ideal de um estabelecimento coincide com o ponto de minimização dos custos de transporte.
François Perroux (1955)	Crescimento polarizado	Economias de escala (internas e externas); agrupamentos industriais; políticas de intervenção.	Existência de indústrias motrizes com efeitos de encadeamento.	Expansão da indústria motriz impulsiona o crescimento da produção, do emprego e estimula o surgimento de novas tecnologias e setores industriais.
Gunnar Myrdal (1957)	Processo cíclico da pobreza regional	Causalidade circular e acumulativa.	Espaço econômico (núcleo e periferia).	Efeito difusão (transferências de bens e serviços do núcleo para periferia) e efeito de retroação (transferências de bens e serviços da periferia para o núcleo).
Albert Hirschman (1958)	Efeitos de encadeamento	Investimentos direcionados (para trás e para frente).	Intensidade dos efeitos intersetoriais.	Seleção de setores com forte poder multiplicador de renda e emprego, e efeito acelerador na produção.
Douglass North (1959)	Base exportadora	Produção econômica polarizada no espaço.	Relação entre atividades exportadoras e não exportadoras.	Políticas devem fortalecer atividades voltadas para mercados externos.

Fonte: Elaboração própria (2025).