



Universidade Federal da Paraíba – UFPB
Centro de Ciências Sociais Aplicadas – CCSA
Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGE

Adeilson Elias de Souza

Ensaio em Setor Público: Desempenho Econômico e Corrupção

João Pessoa – PB

2026

Adeilson Elias de Souza

Ensaaios em Setor Público: Desempenho Econômico e Corrupção

Tese de doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba – PPGE/UFPB, em cumprimento às exigências de conclusão do Curso de Doutorado em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Jevuks Matheus de Araujo

João Pessoa – PB

2026

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

S729e Souza, Adeilson Elias de.

Ensaio em setor público : desempenho econômico e corrupção / Adeilson Elias de Souza. - João Pessoa, 2026.

84 f.

Orientação: Jevuks Matheus de Araujo.

Tese (Doutorado) - UFPB/CCSA.

1. PIB per capita. 2. Corrupção. 3. Brasil. 4. Europa. I. Araújo, Jevuks Matheus de. II. Título.

UFPB/BC

CDU 330.34:343.352(043)



Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Economia

Campus Universitário I – Cidade Universitária – CEP 58.059-900 – João Pessoa – Paraíba
Tel: (83) 3216-7482 – <https://sigaa.ufpb.br/sigaa/public/programa/portal.jsf?id=1875> – E-mail: ppge.ccsa@gmail.com

Ata da reunião da Banca Examinadora designada para avaliar o trabalho de tese do doutorando **Adeilson Elias de Souza**, submetida para obtenção do grau de doutor em Economia, área de concentração em **Economia Aplicada**.

Aos vinte e quatro dias do mês de fevereiro, do ano dois mil e vinte e seis, às catorze horas, no Programa de Pós-Graduação em Economia, do Centro de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Federal da Paraíba, reuniram-se, em cerimônia pública, os membros da Banca Examinadora, constituída pelos professores doutores **Jevuks Matheus de Araújo** (Orientador), da Universidade Federal da Paraíba; **Wallace Patrick Santos de Farias de Souza** (Examinador Interno) da Universidade Federal da Paraíba; **Antonio Vinicius Barros Barbosa** (Examinador Interno), da Universidade Federal da Paraíba; **Pedro Jorge Holanda Figueiredo Alves** (Examinador Externo ao Programa), da Universidade Federal da Paraíba; **Rômulo Eufrosino de Alencar Rodrigues** (Examinador Externo), da Universidade Regional do Cariri, a fim de examinarem o candidato ao grau de doutor em **Economia**, área de concentração em **Economia Aplicada**, **Adeilson Elias de Souza**. Além dos examinadores e do examinando, compareceram também, representantes do Corpo Docente e do Corpo discente. Iniciando a sessão, o professor **Jevuks Matheus de Araújo** na qualidade de presidente da Banca Examinadora, comunicou aos presentes a finalidade da reunião e os procedimentos de encaminhamento desta. A seguir, concedeu a palavra ao candidato, para que fizesse oralmente a exposição do trabalho, apresentado sob o título: **“Ensaio em Setor Público: Desempenho Econômico e Corrupção”**. Concluída a exposição, o senhor presidente solicitou que fosse feita a arguição por cada um dos examinadores. A seguir foi concedida a palavra ao candidato, para que respondesse e esclarecesse as questões levantadas. Terminadas as arguições, a Banca Examinadora passou a proceder à avaliação e ao julgamento do candidato. Em seguida, o senhor presidente comunicou aos presentes que a Banca Examinadora, por unanimidade, **aprovou** a tese apresentada e defendida com o conceito **APROVADO**, concedendo assim, o grau de **Doutor em Economia**, área de concentração em **Economia Aplicada**, ao doutorando **Adeilson Elias de Souza**. E, para constar, eu, Ivone Dias da Silva, secretária *ad hoc* do Programa de Pós-Graduação em Economia, lavrei a presente ata, que assino junto com os membros da Banca Examinadora. João Pessoa, 24 de fevereiro de 2026.

Documento assinado digitalmente



JEVUKS MATHEUS DE ARAÚJO
Data: 03/03/2026 13:46:57-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Jevuks Matheus de Araújo
Orientador – UFPB

Prof. Dr. Antonio Vinicius Barros Barbosa
Examinador Interno – UFPB



Documento assinado digitalmente

ANTONIO VINICIUS BARROS BARBOSA
Data: 25/02/2026 19:34:22-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>



Prof. Dr. Wallace Patrick Santos de Farias de Souza
Examinador Interno – UFPB



Documento assinado digitalmente
PEDRO JORGE HOLANDA FIGUEIREDO ALVES
Data: 25/02/2026 13:39:54-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Pedro Jorge Holanda Figueiredo Alves
Examinador Externo ao Programa – UFPB

Prof. Dr. Rômulo Eufrosino de Alencar Rodrigues
Examinador Externo – URCA



Documento assinado digitalmente
ROMULO EUFROSINO DE ALENCAR RODRIGUES
Data: 25/02/2026 11:30:23-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Ivone Dias da Silva
Secretária *Ad Hoc* – PPGE/ UFPB



Documento assinado digitalmente
IVONE DIAS DA SILVA
Data: 03/03/2026 16:35:13-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Agradecimentos

A Deus, pela oportunidade de ingressar e concluir este doutorado, sendo alento nas horas mais difíceis e motivo dos momentos mais felizes.

Ao meu pai, Antônio, e à minha mãe, Fátima, pelos ensinamentos e valores que me acompanharão por toda a vida.

À minha esposa, Samara, pelo companheirismo, amor, apoio constante e motivação ao longo de toda esta jornada.

À minha filha, Liz, que veio para iluminar meus dias e me revelar a existência do mais puro e intenso amor.

Ao meu orientador, Jevuks, pela paciência, pelos ensinamentos, pelas motivações, pelas valiosas correções neste trabalho e pela compreensão diante de minhas limitações e dificuldades.

Aos colegas de turma, Edcleutson, Ricardo, Luiza e Thayse, por compartilharem comigo grande parte desta caminhada, dividindo conquistas e desafios ao longo deste ciclo.

Ao meu grande amigo Simba, que me acompanhou fielmente durante toda a jornada do doutorado, fortalecendo-me nos momentos em que mais precisei.

À CAPES, pelo apoio financeiro, fundamental para a realização das pesquisas desenvolvidas ao longo deste doutorado.

Este trabalho é dedicado aos meus amores Samara, Liz, Fátima e Simba, que, com carinho e presença constante, alegraram meus dias e tornaram este momento possível.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Distribuição espacial do PIB per capita na Europa em 2001 e 2021.	35
Figura 2 – Distribuição espacial da corrupção na Europa em 2001 e 2021.	35
Figura 3 – I de Moran local univariado do PIB per capita em 2001 e 2021.	36
Figura 4 – I de Moran local univariado da corrupção em 2001 e 2021.	37
Figura 5 – I de Moran local bivariado entre o PIB per capita e a corrupção em 2001 e 2021.	38
Figura 6 – Distribuição espacial da corrupção nos estados brasileiros em 2009, 2010, 2014 e 2018.	62
Figura 7 – Distribuição espacial do índice de corrupção nos estados brasileiros de 2009 a 2014.	81
Figura 8 – Distribuição espacial do índice de corrupção nos estados brasileiros de 2015 a 2018.	82
Figura 9 – Distribuição espacial do PIB per capita nos estados brasileiros de 2009 a 2014.	83
Figura 10 – Distribuição espacial do PIB per capita nos estados brasileiros de 2015 a 2018.	84

Lista de tabelas

Tabela 1 – Descrição das variáveis utilizadas no modelo.	26
Tabela 2 – Estatística Descritiva das variáveis da pesquisa	27
Tabela 3 – I de Moran global do PIB per capita e Corrupção em 2001 e 2021.	36
Tabela 4 – Modelo dinâmicos de crescimento econômico para os países da Europa durante o período de 2001 a 2021.	40
Tabela 5 – Modelos de desempenho econômico dinâmico para os países da Europa durante o período de 2001 a 2021 utilizando o WGI.	43
Tabela 6 – Modelos de desempenho econômico dinâmico para os países da Europa durante o período de 2001 a 2021 utilizando o IPC.	45
Tabela 7 – Estatística Descritiva das variáveis da pesquisa	59
Tabela 8 – Estatística descritiva do índice de corrupção por região	61
Tabela 9 – Modelo espaciais dinâmicos de crescimento econômico para os estados brasileiros durante o período de 2009 a 2018.	64
Tabela 10 – Modelos dinâmicos de crescimento econômico para os estados brasileiros durante o período de 2009 a 2018.	66
Tabela 11 – Modelos dinâmicos de crescimento econômico para os estados brasileiros com corrupção abaixo e acima da mediana durante o período de 2009 a 2018.	67
Tabela 12 – Relação da corrupção com as variáveis consumo de energia, pobreza, IDEB, mortalidade de crianças de até 5 anos e salários do setor público no período de 2009 a 2018.	68
Tabela 13 – Resultados das regressões para o crescimento do PIB per capita a partir de alguns indicadores alternativos de corrupção.	70
Tabela 14 – Estimações dos teste de defasagens espaciais	71
Tabela 15 – Lista de países europeus da pesquisa	78
Tabela 16 – Descrição das variáveis auxiliares ao modelo.	78
Tabela 17 – Quantidade de municípios sorteados por estado no período de 2009 a 2018	79
Tabela 18 – Índice de corrupção para os estados brasileiros no período de 2008 a 2018.	80
Tabela 19 – Demais variáveis e suas fontes.	85

Lista de quadros

2.1	Descrição das variáveis.	58
-----	----------------------------------	----

Lista de abreviaturas e siglas

TI	Transparência Internacional
CPI/IPC	Índice de Percepção da Corrupção (Corruption Perceptions Index)
WGI	World Governance Indicators (Banco Mundial)
ICRG	International Country Risk Guide
BI	Business Intelligence
CGU	Controladoria-Geral da União
TCU	Tribunal de Contas da União
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
RAIS	Relação Anual de Informações Sociais
CAGED	Cadastro Geral de Empregados e Desempregados
SICONFI	Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro
SECINT	Secretaria Especial de Comércio Exterior e Assuntos Internacionais
MME	Ministério de Minas e Energia
Inep	Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais
IPEADATA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (base de dados)
AEDE	Análise Exploratória dos Dados Espaciais
GMM	Generalized Method of Moments
SDM	Spatial Durbin Error Model
SLX	Spatial Lag of X
SAR	Spatial Autorregressive Model
SEM	Spatial Error Model
SDM	Spatial Durbin Model
OLS	Ordinary Least Squares
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários

CRRA	Constant Relative Risk Aversion
HJB	Hamilton-Jacobi-Bellman
LM	Lagrange Multiplier (Multiplicador de Lagrange)
LISA	Local Indicators of Spatial Association
PIB	Produto Interno Bruto
FDI/IED	Foreign Direct Investment / Investimento Estrangeiro Direto
IDEB	Índice de Desenvolvimento da Educação Básica
LOA	Lei Orçamentária Anual
Cadirreg	Cadastro de Irregularidades (TCU)
GINI	Coeficiente de Gini (medida de desigualdade)
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
UNESCO	United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization

Sumário

I	DESEMPENHO ECONÔMICO E CORRUPÇÃO NA EUROPA	15
1	DESEMPENHO ECONÔMICO E CORRUPÇÃO NA EUROPA: OS FATORES ESPACIAIS IMPORTAM?	16
1.1	Introdução	16
1.2	Indicador de corrupção	18
1.3	Contextualização	20
1.3.1	Corrupção nos países pós-socialistas	24
1.4	Dados e Metodologia	25
1.4.1	Estratégia Empírica	27
1.5	Resultados	34
1.5.1	Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE)	34
1.5.2	Estimações dos modelos	39
1.6	Sensibilidade e Robustez	43
1.7	Considerações finais	46
II	CORRUPÇÃO E DESEMPENHO ECONÔMICO NO BRASIL	48
2	CORRUPÇÃO E DESEMPENHO ECONÔMICO NO BRASIL	49
2.1	Introdução	49
2.2	Revisão de Literatura	52
2.3	Estratégia econométrica	54
2.4	Dados	58
2.5	Resultados	60
2.5.1	Índice de Corrupção	60
2.5.2	Estimação dos modelos	63
2.6	Heterogeneidade e Robustez	65
2.6.1	Heterogeneidade	65
2.6.2	Robustez	67
2.7	Considerações finais	71
	REFERÊNCIAS	73

Resumo

Capítulo 1 – O objetivo deste estudo foi investigar os efeitos da corrupção no desempenho econômico em uma amostra de 40 países europeus no período de 2001 a 2021. Para tanto, foi realizada uma análise exploratória dos dados espaciais (AEDE), estimado o modelo dinâmico de desempenho econômico a partir do método de estimação GMM sem efeitos espaciais e o *Spatial Durbin Erro Model* (SDEM) dinâmico. Os resultados apontaram uma relação espacial robusta direta e indireta entre corrupção e PIB per capita dos países da Europa, indicando que além da própria corrupção, ser vizinho de países corruptos também induz a redução do PIB per capita dos países da Europa. Nesse sentido, nota-se a necessidade de políticas anti-corrupção de forma coordenadas entre os países, visando o aumento dos seus níveis de renda per capita.

Palavras-chave: PIB per capita; Corrupção; Europa.

Capítulo 2 – O presente estudo visa analisar a relação entre corrupção e desempenho econômico nas 26 unidades federativas do Brasil, exceto o Distrito Federal, no período de 2009 a 2018. Para tanto, foi adotada a análise fatorial via componentes principais para a criação do índice de corrupção, conforme [Carraro et al. \(2015\)](#). Também foram avaliados os modelos de dados em painel espacial dinâmico, por meio do método GMM na ausência de dependência espacial e no SDEM, segundo o procedimento indicado por [LeSage \(2014\)](#). Os resultados apontaram efeitos diretos e indiretos negativos entre corrupção e desempenho econômico, ou seja, os valores destas variáveis são influenciados também pelas unidades vizinhas. Portanto, visando um melhor desempenho econômico, os estados brasileiros necessitariam da aplicação de políticas agregadas de combate a corrupção.

Palavras-chave: PIB per capita; Corrupção; Brasil.

Abstract

Chapter 1 – The aim of this study was to investigate the effects of corruption on economic performance in a sample of 40 European countries over the period 2001 to 2021. To this end, an exploratory spatial data analysis (AEDE) was conducted and subsequently estimated the dynamic economic performance model from the GMM estimation method without spatial effects and the dynamic *Spatial Durbin Error Model* (SDEM). The results pointed out a robust direct and indirect spatial relationship between corruption and GDP per capita of the countries in Europe, indicating that besides corruption itself, being neighbor to corrupt countries also induces the reduction of GDP per capita of the countries in Europe. In this sense, there is a need for coordinated anti-corruption policies among the countries, aiming to increase their levels of per capita income.

Keywords: GDP per capita; Corruption; Europe.

Chapter 2 – The present study aims to analyze the relationship between corruption and economic performance in the 26 federative units of Brazil, excluding the Federal District, during the period from 2009 to 2018. To this end, a factor analysis using principal components was employed to create the corruption index, as proposed by [Carraro et al. \(2015\)](#). Dynamic spatial panel data models were also evaluated, using the GMM method in the absence of spatial dependence and the SDEM model, following the procedure indicated by [LeSage \(2014\)](#). The results revealed negative direct and indirect effects between corruption and economic performance, meaning that the values of these variables are also influenced by neighboring units. Therefore, to achieve better economic performance, Brazilian states would need the implementation of collective anti-corruption policies.

Keywords: GDP per capita; Corruption; Brazil.

Parte I

Desempenho econômico e corrupção na Europa

1 DESEMPENHO ECONÔMICO E CORRUPÇÃO NA EUROPA: OS FATORES ESPACIAIS IMPORTAM?

1.1 Introdução

Nas características atuais da sociedade, notam-se disparidades nos níveis de renda e condições socioeconômicas, apresentadas pelas populações de diversos países. Nesse sentido, um potencial problema agravador é a corrupção por parte dos órgãos e gestores públicos, que, além de potencialmente desviar recursos financeiros, despertam uma cultura que limita o desenvolvimento coletivo da população de forma agregada.

No trabalho de [Cieřlik e Goczek \(2018\)](#) foi observado que os níveis de corrupção afetam de forma distinta os países, ou seja, os países mais pobres, que têm acesso limitado a financiamento internacional, escassez de recursos financeiros e infraestrutura inadequada, são mais vulneráveis aos efeitos adversos da corrupção em comparação com os países mais ricos. Uma explicação possível é que os países mais ricos possuem recursos e instituições mais consolidadas para lidar com a corrupção e mitigar seus possíveis efeitos. Estes pontos fazem com que a disparidade entre os países ricos e pobres potencialize ainda mais os desafios enfrentados pelas economias em desenvolvimento.

Segundo dados do índice de percepção da corrupção (CPI), fornecido pela transparência internacional (TI), os países menos corruptos do mundo em 2024 foram a Dinamarca, Finlândia, Singapura e Nova Zelândia, enquanto o Sudão do Sul foi considerado o mais corrupto. E em relação ao crescimento econômico, de acordo com dados do Banco Mundial, em 2021 a Dinamarca cresceu 3,5%, Finlândia 0,4%, Singapura (4,4%) e Nova Zelândia 1,3%. Nesse sentido, nota-se que, com exceção da Finlândia, os países menos corruptos apresentaram taxas significativas de crescimento econômico.

Diversos autores se preocuparam em estudar os possíveis canais de transmissão entre a corrupção e o crescimento econômico dos países, como [Cieřlik e Goczek \(2018\)](#), ao identificar que como a corrupção afeta diretamente os níveis de investimento, e o desempenho econômico é intimamente relacionado aos investimentos da economia, um aumento da corrupção provoca uma redução dos investimentos e consequentemente do desempenho econômico. [Mauro \(1995\)](#) e [Wei \(2000\)](#) apontaram que a corrupção afeta negativamente a acumulação de capital físico, devido ao aumento da incerteza no retorno dos investimentos realizados, desencorajando a introdução de novos projetos.

A corrupção também afeta o capital humano, como argumentam [Mankiw et al. \(1992\)](#),

Mauro (1997), Mauro (1998), Tanzi et al. (2002) e Hanushek e Woessmann (2012). A alocação dos recursos do governo também pode ser afetada pela corrupção, ao observar funcionários almejando melhorias de renda, como apontado por D'Agostino et al. (2016) e Montinola e Jackman (2002). No entanto, a literatura econômica aponta uma relação inconclusiva entre a corrupção no investimento e o crescimento econômico. De acordo com Tanzi et al. (2002) e Haque e Kneller (2015) existem evidências de que a corrupção pode aumentar os investimentos públicos.

Por outro lado, Aidt (2009), Gründler e Potrafke (2019), Sharma e Mitra (2019) e Tanzi e Davoodi (2001) indicaram que a corrupção afeta negativamente o crescimento econômico. Outros trabalhos sugeriram que a corrupção afeta em maior proporção os países pobres ao invés dos ricos, como o de Gyimah-Brempong (2002).

Diversos estudos a respeito da corrupção e do crescimento econômico levaram em consideração a existência de economias fechadas, sem a presença de comércio internacional. No entanto, como afirmam Southgate et al. (2000), a presença de elevadas tarifas de importação e barreiras ao comércio internacional pode elevar a quantidade de subornos, aumentando os casos de corrupção e reduzindo a introdução de investimento estrangeiro.

Também se notou na literatura que a proximidade geográfica entre os países pode afetar a relação que a corrupção exerce no crescimento econômico dos países e regiões. Nessa linha, observou-se os trabalhos de Attila (2008), Donfouet et al. (2013), Donfouet et al. (2018), Borsky e Kalkschmied (2019), Khodapanah e al. (2022) e Dang e Le (2022) sobre os spillovers espaciais relacionados a corrupção das regiões, os estudos de Goel e Saunoris (2014) e Wiseman (2015) a respeito da interação espacial entre corrupção e economia informal, Olaoye (2022) envolvendo a relação espacial entre corrupção e pobreza e Chih et al. (2022) considerando corrupção e investimentos. Observou-se também a presença de pesquisas envolvendo a relação espacial entre corrupção e desempenho econômico, como foram os casos de Ortega et al. (2010), Haque e Kneller (2015), D'Agostino et al. (2016) e Cieřlik e Goczek (2018).

Em suma, a literatura apontou a disposição de um grupo de trabalhos que ressaltam a relação entre corrupção e desempenho econômico e outro grupo que aborda a dependência espacial da corrupção entre os países e regiões analisados. Assim, este trabalho buscou agregar estas informações e verificar como a corrupção e os aspectos espaciais envolvidos podem afetar o desempenho econômico dos países da Europa, tendo em vista o efeito inercial do PIB per capita e as externalidades espaciais negativas da corrupção vizinha. A inovação deste trabalho reside em identificar que a corrupção não é apenas um entrave local, mas regional, que contribui para a redução do nível de PIB per capita dos países vizinhos, necessitando de políticas coordenadas de combate a corrupção. Para tanto, foi estimado um modelo empírico por meio de dados em painel espacial dinâmico, objetivando testar se elevados níveis de corrupção são capazes de provocar redução no desempenho econômico dos países.

Para cumprir os objetivos almejados, foi realizada uma análise exploratória dos dados

espaciais (AEDE), conforme sugerido por [Anselin \(1988\)](#), a fim de tratar de forma precisa os dados espaciais como etapa precedente a estimação dos modelos econométricos. As estimações dos modelos econométricos da pesquisa foram efetuadas por meio do *Generalized Method of Moments* (GMM) para os modelos desconsiderando a presença de efeitos espaciais e o *Spatial Durbin Error Model* (SDEM) para modelar os efeitos espaciais, utilizando dados em painel de forma dinâmica.

A escolha do continente europeu como recorte geográfico de análise levou em consideração a proximidade física e cultural entre os países, que possivelmente vêm ocasionando efeitos espaciais relacionados a ajustes ou desajustes destas áreas, além de possuírem uma importante parcela da economia mundial. O período analisado, 2001 a 2021, levou em consideração a adesão de 12 países da União Europeia ao Euro como moeda única (2001) e o ano anterior à intensificação do conflito armado entre Rússia e Ucrânia (2021), países pertencentes à amostra.

O presente estudo identificou uma relação significativa e negativa entre corrupção e PIB per capita dos países europeus, conforme disposto na literatura. Contudo, coube destaque à variável de interação entre corrupção e investimento, que apresentou efeitos positivos e estatisticamente relevantes sobre o PIB per capita. Esses resultados indicam que, mesmo diante da presença de corrupção, os investimentos por possuírem um efeito multiplicador elevado em relação ao PIB per capita, podem impulsionar o aumento do PIB per capita das economias, pelo menos em um horizonte de curto prazo. Quanto aos efeitos indiretos das defasagens espaciais das variáveis explicativas, constatou-se também uma associação negativa entre a corrupção e o desempenho econômico, contribuindo para a redução da renda nos países europeus.

Além desta introdução, o presente artigo está dividido em mais oito seções. A segunda aborda o indicador de corrupção, a terceira apresenta a revisão da literatura, a quarta diz respeito a descrição dos dados e à estratégia empírica. A quinta traz a AEDE e a estimação dos modelos empíricos, a sexta a análise de sensibilidade e robustez das estimativas e, por fim, a sétima aborda as considerações finais da pesquisa.

1.2 Indicador de corrupção

A mensuração da corrupção é outro aspecto a ser considerado. Entre os índices de corrupção mais populares, destacam-se o índice de percepção da corrupção, construído pela Transparência Internacional (o índice CPI); o índice de corrupção do *International Country Risk Guide* (o índice ICRG); o índice da *Business Intelligence* (BI) e o índice de controle de corrupção (o índice WGI) do banco de dados 'Governance Matters' do Banco Mundial ([KAUFMANN et al., 2005](#)).

Dentre os trabalhos que utilizaram o CPI, tem-se os de [Paulo et al. \(2022\)](#), [Aidt \(2009\)](#), [Montinola e Jackman \(2002\)](#), [Billger e Goel \(2009\)](#), [Gründler e Potrafke \(2019\)](#), [Mauro \(1995\)](#), [Gyimah-Brempong \(2002\)](#), [Tanzi e Davoodi \(2001\)](#), [Wei \(2000\)](#) e [Mo \(2001\)](#). Os estudos de

Ferraz e Finan (2011) e Machoski e Araujo (2020) utilizaram um índice desenvolvido com base em dados disponibilizados pelos relatórios do programa anticorrupção do Brasil, enquanto o de Sharma e Mitra (2019), Haque e Kneller (2015), Tanzi e Davoodi (1998) e Wei (2000) abordaram o ICRG, o de Bond et al. (2001), Aghion e Durlauf (2005), Aidt (2009), Cieřlik e Goczek (2018), D'Agostino et al. (2016), o WGI, e por fim, os estudos de Wei (2000), Montinola e Jackman (2002) e Mauro (1995) utilizaram o BI. Foram obtidas estimativas do modelo da pesquisa com a utilização do WGI e do CPI, sendo o WGI o que apresentou o melhor ajuste para avaliar os países do continente europeu no período de 2001 a 2021.

A metodologia do indicador de governança mundial (WGI), pertencente ao intervalo de -2,5 (baixa capacidade de governança) a 2,5 (alta capacidade de governança), trata dos dados a respeito da percepção de qualidade de governança por parte de uma quantidade muito elevada de respostas de pessoas, empresas e especialistas de uma variedade de países desenvolvidos e em desenvolvimento. As informações são obtidas por meio de institutos de pesquisa, instituições não governamentais, empresas privadas e organizações internacionais. A percepção de governança envolve a visão dos respondentes sobre o método pelo qual os governos são escolhidos, avaliados e substituídos; a habilidade do governo em desenvolver e introduzir políticas de forma efetiva; e o reconhecimento, por parte dos cidadãos e do Estado, das instituições que supervisionam e orientam as relações econômicas e sociais entre ambas as partes. Mais especificamente, são abordadas seis dimensões de governança envolvendo um número superior a 200 países, como controle da corrupção, qualidade regulatória, estado de direito, eficácia do governo, voz e responsabilidade e estabilidade política.

Outra estatística é a do índice de percepção da corrupção (IPC), que envolve a disposição dos níveis identificados de corrupção no setor público em 180 países a partir de um *score* de pontuação que vai de 0 (muito corrupto) a 100 (totalmente íntegro). Mais especificamente, este índice é baseado em 13 fontes de dados que captam a percepção de executivos de negócios e especialistas a respeito de possíveis práticas corruptas no setor público, como por exemplo: desvio de recursos públicos, práticas de suborno, utilização de cargo público para inferir benefícios no setor privado, nepotismo na administração pública. Além destas fontes, outras buscam avaliar aspectos de prevenção da corrupção, tais como: proteção para agentes que praticam denúncias de comportamentos corruptos, excesso de burocracia, disposição de leis com o intuito de reduzir conflitos de interesse e acesso livre à informação, eficácia no tratamento com funcionários corruptos e poder do governo de gerar meios que estimulem a integridade das pessoas, instituições e processos.

Em relação às distinções entre o WGI e o IPC, o primeiro abrange uma quantidade maior de países, portanto, possui um caráter mais geral que o IPC. O caráter mais abrangente do WGI também se reflete no escopo de estudo e nas fontes de dados, tendo em vista que engloba uma diversidade maior de fontes de dados. Além disso, as dimensões do WGI também são mais amplas, sendo mais completas que o IPC.

1.3 Contextualização

A distribuição da renda per capita entre as regiões é pauta de diversos estudos na literatura econômica, nos quais buscam compreender os motivos causadores das disparidades de renda entre os territórios. O trabalho de [Mankiw et al. \(1992\)](#) analisou a hipótese da convergência de renda, lançada pelo modelo de [Solow \(1956\)](#), em que os países mais pobres tendem a crescer em uma velocidade superior aos mais desenvolvidos economicamente. Para tanto, utilizou a estimação de dados em painel para uma amostra dos países da OCDE durante os anos de 1960 a 1985. As evidências comprovaram a hipótese de que a taxa de retorno dos capitais físicos e humanos é superior nos países mais pobres.

Tratando-se dos motivos que explicam as disparidades de renda entre os países e regiões, a relação entre corrupção e crescimento econômico caracteriza-se como uma temática cada vez mais estudada, devido à maior divulgação de casos observados na sociedade recentemente. Nesse sentido, podemos acompanhar alguns trabalhos que abordaram os processos causadores e propulsores da corrupção nas áreas analisadas, sendo os fatores espaciais um deles, ou seja, existe a possibilidade de que áreas próximas tendam a apresentar comportamentos de corrupção similares. A pesquisa de [Attila \(2008\)](#) analisou os efeitos espaciais a respeito da corrupção, a partir de alguns modelos econométricos. Os resultados apontaram que menores níveis de corrupção regionais dependem de níveis reduzidos de corrupção nacional.

Outros trabalhos, como os de [Donfouet et al. \(2013\)](#), exploraram a possibilidade da corrupção ser autocorrelacionada espacialmente a partir da verificação da existência de *spillovers* espaciais de corrupção, obtida por meio de um modelo de dados em painel espacial dinâmico. Os resultados apontaram que a corrupção está positivamente correlacionada entre os países e seus vizinhos. [Borsky e Kalkschmied \(2019\)](#) analisaram a relação espacial estabelecida nos níveis de corrupção em uma amostra de 1.232 regiões subnacionais, evidenciando que os níveis de corrupção destas áreas estão positivamente correlacionados espacialmente com os das unidades vizinhas, carecendo de políticas que levem em consideração as interdependências espaciais estabelecidas entre as regiões.

Também relacionada à interação espacial da corrupção nas regiões, [Dang e Le \(2022\)](#) estudaram as causas da corrupção, a partir de modelos espaciais dinâmicos do tipo Durbin, em províncias do Vietnã, no período de 2006 a 2017. Os resultados indicaram que a corrupção é autocorrelacionada espacialmente nas áreas analisadas, diminuindo a influência de uma região sobre outra à medida que a distância entre elas aumenta. E [Khodapanah e al. \(2022\)](#) procuraram estudar os efeitos espaciais presenciados na corrupção dos países asiáticos em uma amostra de 36 países, durante os anos de 2012 a 2019, por meio da utilização do modelo *Spatial autorregressive model* (SAR). Foi avaliada a ocorrência de efeitos espaciais entre os países asiáticos, indicando que alterações na corrupção dos países são perpetuadas para as áreas vizinhas. Além disso, observou-se a presença da hipótese de U invertido na relação entre corrupção e crescimento econômico.

Alguns pontos podem ser elencados como potenciadores da corrupção nas regiões. [Donfouet et al. \(2018\)](#), a partir do método de dados em painel espacial dinâmico, propuseram um modelo teórico que visou a captação de transbordamento de corrupção entre as áreas, considerando a análise de redes. As evidências apontaram que a corrupção, além de estar relacionada a fatores espaciais, também possuiu a presença consistente de efeito tempo. Além disso, foi avaliado também que alguns pontos, como número de mulheres nos parlamentos, liberdade econômica e elevação da renda per capita, contribuem para a diminuição da corrupção e devem ser levados em conta na elaboração das estratégias visando a redução da corrupção.

Tratando-se da relação entre corrupção e fatores institucionais e políticos, [Billger e Goel \(2009\)](#) analisaram os determinantes da corrupção em 99 países. Para isso, foram efetuadas as estimações de regressões quantílicas e em MQO. Os resultados mostraram que a democracia pode reduzir os avanços da corrupção entre os países. Nessa linha, [Ferraz e Finan \(2011\)](#) analisaram se a responsabilidade eleitoral impacta a corrupção por parte dos governos locais em exercício por meio de dados em painel. As evidências indicaram que a corrupção é reduzida de forma significativa nos municípios em que os prefeitos podem ser reeleitos.

[Sung \(2002\)](#), por meio de uma amostra de 99 países e um painel *OLS* hierárquico, avaliaram a convergência de corrupção política nas áreas analisadas. Foi avaliado que não é necessária uma estratégia anticorrupção que desmonte os fatores institucionais, políticos e estruturais, mas uma estratégia particular para cada país, considerando a natureza de cada problema de forma individual. [Ortega et al. \(2010\)](#), a partir de uma amostra de 150 estados-nação em 2008, estudaram a relação espacial entre a corrupção e os fatores políticos e econômicos que a determinam. Observou-se que a liberdade econômica e o desenvolvimento econômico contribuem para a redução da corrupção. Além disso, constatou-se que as medidas políticas e econômicas de um país podem afetar o nível de corrupção em todo o mundo.

[Sharma e Mitra \(2019\)](#) avaliam o impacto da qualidade da regulação e da corrupção no crescimento econômico dos países. As estimações foram efetuadas por meio de dados em painel dinâmico GMM. Os resultados sugeriram que os países devem adotar medidas de controle da corrupção para que ocorra um maior crescimento econômico, principalmente os países de renda média-baixa e baixa.

De forma específica, [Paulo et al. \(2022\)](#) investigaram os efeitos da corrupção no desenvolvimento econômico da América Latina e dos países do Caribe. Para tanto, foram realizadas estimações por meio de dados em painel dinâmico GMM. Os resultados alcançados indicaram evidências de que a corrupção está associada a menor investimento em capital físico e investimento estrangeiro. Além disso, o teste de causalidade de Granger apontou uma relação bidirecional entre menor desenvolvimento econômico e maior corrupção.

Apesar de vários efeitos indesejados na economia, a corrupção pode afetar de forma positiva os investimentos no setor informal, como destacado por [Goel e Saunoris \(2014\)](#), que analisaram a interação espacial entre economia informal e corrupção, a partir de uma amostra de

106 países, durante os anos de 1999 a 2008. As evidências indicaram uma complementariedade entre economia informal e corrupção, além dos efeitos espaciais percebidos a nível de países nessas duas variáveis. [Wiseman \(2015\)](#), considerando estimativas de economia informal a nível de estados e casos de corrupção praticados por funcionários públicos nos 48 estados dos EUA, estudou a relação entre essas duas variáveis. As estimativas indicaram uma relação espacial positiva e cruzada entre casos de corrupção e economia informal nos estados dos EUA.

Se por um lado a corrupção aumenta a economia do setor informal, por outro provoca uma redução do setor formal, prejudicando o progresso econômico das regiões. [Mauro \(1995\)](#) estudou os efeitos da corrupção e burocratização das leis no crescimento econômico de 67 países durante o período de 1960 a 1985. Foram realizadas as estimações por meio de dados em painel, revelando uma relação negativa entre corrupção e investimento, que consequentemente afetou o crescimento econômico dos países. [Jauregui et al. \(2021\)](#), por meio de um painel espacial, buscaram avaliar os efeitos que a corrupção exerceu sobre a abertura de novas empresas do setor formal em 32 estados mexicanos. As estimativas apontaram uma correlação positiva entre a abertura de novas firmas e a corrupção, mas negativa com a corrupção ao quadrado. Isto indica que a corrupção até certo ponto contribui para a desburocratização da abertura de novas firmas, no entanto, um elevado nível de corrupção atrapalha o desenvolvimento do empreendedorismo.

Tratando-se da relação entre corrupção e setor público, [Tanzi e Davoodi \(1998\)](#) buscaram entender a relação exercida pela corrupção nos projetos de capital público. Para os autores, a presença de corrupção provoca uma redução da produtividade média do investimento. Nesse sentido, países com elevados índices de corrupção tendem a possuir o crescimento econômico afetado de forma negativa. [Haque e Kneller \(2015\)](#) procuraram avaliar os efeitos que a corrupção exerce no investimento e no crescimento econômico de um grupo de países a partir da estimação de dados em painel em três estágios. Os resultados apontaram que, embora a corrupção promova a elevação do investimento público, ela também promove uma redução da eficiência e do retorno destes investimentos. O aumento da presença do governo por meio da evolução dos gastos também pode provocar modificações das expectativas dos investidores nos demais setores da economia, como pode ser observado no trabalho de [D'Agostino et al. \(2016\)](#), que abordou um modelo de crescimento econômico endógeno considerando os efeitos da corrupção nos níveis de gastos do governo a partir de dados em painel dinâmico GMM para um grupo de países. As estimativas indicaram uma relação complementar entre corrupção e gastos públicos, que por sua vez provocou uma relação inversa entre essas variáveis e o crescimento econômico.

Procurando melhorar o poder explicativo dos modelos empíricos de crescimento econômico [Cieřlik e Goczek \(2018\)](#) analisaram os efeitos da corrupção no crescimento econômico utilizando um modelo de crescimento endógeno em sua versão aberta, isto é, considerando a mobilidade internacional de capitais. As estimações foram realizadas via painel dinâmico GMM a partir de uma amostra de 142 países entre os anos de 1994 a 2014. As evidências indicaram uma relação negativa entre corrupção e crescimento econômico, prejudicando também os níveis de investimento do país. Além disso, observou-se que os países mais pobres, com menor acesso

a financiamento internacional, são mais vulneráveis aos efeitos da corrupção em detrimento dos mais ricos.

Chih et al. (2022) a partir de dados em painel espacial, analisaram os efeitos indiretos e diretos que a corrupção local exerce no investimento estrangeiro direto (IED) nas cidades da China. Observou-se alguns pontos principais, como: i) efeito direto negativo entre corrupção e fluxos de IED; ii) efeitos indiretos positivos entre a corrupção de uma cidade e o IED das cidades vizinhas, provavelmente devido a concorrência estabelecida; iii) efeitos diretos muito superiores aos indiretos, gerando um efeito negativo de forma geral; iv) as cidades mais pobres apresentam uma sensibilidade maior entre corrupção e IED e; v) o efeito indireto possui maior proporção entre cidades pertencentes a mesma província. Nessa linha de estudo, a pesquisa de Wei (2000) buscou avaliar os efeitos da corrupção no investimento estrangeiro direto a partir de uma amostra correspondente a 12 países de origem e 45 países anfitriões. Os resultados indicaram que a corrupção causa uma reação negativa aos investidores, provocando a redução dos investimentos e consequentemente do crescimento econômico doméstico.

Em sua maioria, a literatura indica que a corrupção afeta de forma negativa o crescimento econômico das regiões por uma série de fatores. Tanzi e Davoodi (2001) avaliaram os canais de transmissão entre a corrupção e o crescimento econômico no período de 1980 a 1997 em uma amostra de 53 países da UNESCO por meio de dados em painel. As evidências apontaram a existência de efeitos diretos e indiretos negativos entre a corrupção e o crescimento econômico.

Mo (2001) abordou os impactos da corrupção no crescimento econômico e nos seus canais de transmissão com estimações de dados em painel. Os estudos indicaram que a corrupção afeta o crescimento econômico e o principal canal de transmissão desses efeitos é a instabilidade política. Aidt (2009) abordou a relação entre índice de corrupção e taxa de crescimento do PIB per capita. Para tanto, foi realizada a estimação por meio de dados em painel por MQO. As evidências apontaram uma forte correlação negativa entre corrupção e crescimento do PIB per capita. Gründler e Potrafke (2019) estudaram a relação entre crescimento econômico e corrupção. Foram realizadas as estimações por meio de dados em painel dinâmico GMM. Os resultados direcionam que o crescimento econômico é reduzido à medida que a corrupção aumenta.

Além dos estudos supracitados, Gyimah-Brempong (2002) analisou os efeitos da corrupção na distribuição de renda e crescimento econômico, por meio de dados em painel dinâmico GMM, observando que a corrupção contribuiu para a redução do investimento e aumento da desigualdade de renda entre os países. Além disso, houve indícios de que a corrupção afeta em maior proporção os países mais pobres em detrimento dos mais ricos no continente africano.

Buscando analisar os motivos relacionados à distinção entre os níveis de corrupção dos países, Montinola e Jackman (2002) utilizaram a estimação de dados em painel *OLS* em uma amostra de 66 países para expor que a corrupção é mais disseminada nos países de baixa renda, nos quais tendem a remunerar de forma mais baixa os funcionários do setor público. Nesse sentido, Olaoye (2022) investigou a pobreza em 39 países da África Subsaariana entre os anos

de 2000 a 2018 a partir de modelos espaciais. Foi observada a presença consistente de efeitos de transbordamento nos níveis de pobreza e corrupção entre as áreas. Portanto, as políticas desenvolvidas na região devem levar em consideração esses efeitos e atuar de forma conjunta no combate à pobreza destas localidades.

1.3.1 Corrupção nos países pós-socialistas

De acordo com [Holmes \(2015\)](#), o conceito de corrupção está atrelado à utilização de forma inapropriada do poder para a obtenção de ganhos pessoais, como transações econômicas, subornos e nepotismo, por exemplo, caracterizando o que pode ser denominado de “corrupção social”. Assim, possui destaque na Europa a atenção dada à corrupção percebida nos países do Leste Europeu, sobretudo os pós-socialistas. Como avaliada no trabalho de [Popescu et al. \(2014\)](#), destacando a análise da corrupção nos países do Leste e Sudeste da Europa, que possivelmente impediu um maior crescimento econômico e a melhoria na distribuição de renda nestas áreas. Nesse contexto, uma similaridade entre boa parte desses países é justamente o fato de serem pós-socialistas. [Nowak \(2001\)](#) destacou um exemplo desse fato ao relatar que a percepção de corrupção na Alemanha aumentou após a queda do Muro de Berlim, ou seja, após a união entre a Alemanha capitalista e a socialista.

Segundo [Dimitrova-Grajzl et al. \(2012\)](#), os países pós-socialistas detêm algumas características particulares, como as mudanças ocorridas nas instituições políticas e a forma de atuação da economia, gerando preocupações, tanto em relação as falhas de mercado, como as geradas pelo governo ao intervir na economia, formadas pela desconfiança frente aos agentes no mercado e a percepção de corrupção, relevantes na economia.

Nessa linha, [Acemoglu e Verdier \(2000\)](#) destaca que a regulamentação do governo na economia começa a causar problemas quando este é idealizado como corrupto pela sociedade. A percepção de corrupção provoca a redução da eficiência dos estados em corrigir as falhas de mercado, tendo em vista o comportamento contagiante da corrupção entre os indivíduos da sociedade, buscando satisfazer necessidades financeiras e cumprimento de eventuais “favores”.

[Dimitrova-Grajzl et al. \(2012\)](#) apontaram que a percepção de corrupção exerce influência na demanda por regulação, manifestando-se por meio de uma interação negativa com a confiança nos agentes de mercado. Em outras palavras, a redução na solicitação de regulação devido a uma maior confiança nos participantes do mercado é mais pronunciada entre indivíduos que percebem níveis mais elevados de corrupção em comparação com aqueles que percebem menor corrupção.

Nesse sentido, uns dos principais determinantes da demanda por regulação são a credibilidade dos agentes no mercado e as percepções de corrupção, devendo ser tratados de forma conjunta. Isso aponta que a população possui um dilema entre falha de mercado e do governo, ou seja, qual o nível adequado de intervenção do governo na economia.

Evidencia-se que quando se eleva a percepção de corrupção, os agentes passam a dar

menor importância as intervenções governamentais na economia, diminuindo a atratividade destas ações, diferentemente do que foi exposto por [Tella e MacCulloch \(2009\)](#), em que a população elevaria o nível de demanda por regulação do governo como forma de punir os “capitalistas desagradáveis”. Por outro lado, no estudo de [Dimitrova-Grajzl et al. \(2012\)](#) não foram encontradas evidências que comprovem a argumentação de que o aumento da percepção de corrupção eleva a demanda por uma maior regulamentação do governo nos países pós-socialistas.

Em estudo aplicado, [Goel e Budak \(2006\)](#) buscaram avaliar como o tamanho do país e do seu governo pode afetar o controle da corrupção em economias em transição, como é o caso das pós-socialistas. Além disso, analisaram qual tipo de reforma seria mais eficiente contra a corrupção, reformas mais abrangentes ou graduais. As evidências obtidas apontaram que um maior nível de corrupção está atrelado a um menor desempenho econômico e a um tamanho maior do governo, assim como o tamanho geográfico, apontando que países maiores possuem uma dificuldade maior para se controlar a corrupção. E se tratando do melhor estilo de reforma, a mais abrangente se mostrou mais eficaz no controle da corrupção.

1.4 Dados e Metodologia

A amostra corresponde a 40 países da Europa, dispostos no anexo A, durante o período de 2001 a 2021, totalizando 840 observações. A escolha da Europa como unidade de análise levou em consideração a importância deste continente para a economia mundial, no qual apenas os 27 países da União Europeia representaram cerca de 17,80% de toda a economia mundial no ano de 2021 de acordo com dados do Banco Mundial. Além disso, a proximidade geográfica dos países contribuiu para o aumento da atenção para estudos levando em consideração os aspectos espaciais inerentes a estas áreas.

Alguns países da Europa, como Andorra, Cazaquistão, Chipre, Geórgia, Islândia, Liechtenstein, Malta, Mônaco, Escócia, País de Gales, San Marino e Vaticano ficaram de fora da amostra, devido aos seus tamanhos reduzidos e à insuficiência de dados capazes de contribuir para as estimativas da pesquisa.

O período do estudo, de 2001 a 2021, inicialmente caracterizado pela adesão de 12 países da União Europeia ao Euro como moeda única, incluindo Alemanha, França, Itália e Espanha, em 2001, facilitou o comércio e as transações internacionais entre os países parceiros. E o ano de 2021 foi o último antes da intensificação do confronto armamentista entre Rússia e Ucrânia, que são países pertencentes à amostra.

As variáveis abordadas são descritas na tabela 1.

A partir da tabela 1, são apresentados as variáveis utilizadas no modelo empírico da pesquisa, as suas descrições e o local onde foram coletadas. Com exceção do índice de corrupção, disposto no site da Transparência Internacional, todas as demais variáveis foram obtidas a partir da base de dados do Banco Mundial.

Tabela 1 – Descrição das variáveis utilizadas no modelo.

Variável	Descrição	Fonte
PIB per capita	Produto Interno Bruto per capita em mil US\$ a preços de 2021	Banco Mundial
Investimento	Investimento líquido em ativos não financeiros em porcentagem do PIB	Banco Mundial
CPI	Índice de percepção de corrupção construído pela Transparência Internacional (o índice TI), mensurado na forma inversa, ou seja, 100-TI.	Transparência Internacional
WGI	Estimativa de corrupção de todos os países (varia de 2,5 (a mais corrupta) a -2,5 (a menos corrupta)). Para tanto, as estimativas originais do Banco mundial foram multiplicadas por -1.	Banco Mundial
Educação	Razão entre o total de matrículas, independentemente da idade, e a população da faixa etária que corresponde oficialmente ao nível de ensino apresentado.	Banco Mundial
FDI	Investimento estrangeiro direto, entradas líquidas em porcentagem do PIB	Banco Mundial
Consumo do governo	Gastos do governo em porcentagem do PIB	Banco Mundial
Expectativa de vida	Expectativa de vida ao nascer, mensurada em anos	Banco Mundial
Crescimento da população	Taxa de crescimento anual da população	Banco Mundial
Abertura econômica	Parcela do somatório entre exportações e importações em relação ao PIB	Banco Mundial
Gini	Medida de desigualdade de renda, situado entre 0 e 1, em que 1 é totalmente desigual e 0 é perfeitamente igual	Banco Mundial
Câmbio	Taxa de câmbio oficial (Moedas locais por US\$, média do ano)	Banco Mundial

Fonte: Elaboração própria.

Observou-se na amostra ¹ a indisponibilidade de algumas informações. Nesse sentido, as observações faltantes foram substituídas pela média da respectiva variável e do indivíduo em todo o período de análise. O motivo de tal procedimento foi devido à necessidade da presença de um painel balanceado para a estimação dos modelos de dados em painel espacial dinâmico. Adicionalmente, foram realizadas estimações utilizando as amostras com painel *ols* estático balanceado e desbalanceado por meio de efeitos fixos e os resultados na margem permaneceram estáveis. Ressalta-se também que a estatística descritiva e a análise exploratória dos dados espaciais (AEDE) foram efetuadas considerando o painel com informações faltantes.

Previamente às estimações e respectivas análises dos modelos econométricos da pesquisa, cabe mostrar e avaliar a estatística descritiva das variáveis dispostas neste estudo, a fim de compreendermos de forma agregada algumas medidas de forte relevância, como a média, desvio padrão, valores mínimo e máximo, primeiro e terceiro quartil e mediana, como dispostos na tabela 2.

A respeito do PIB per capita, a média foi de cerca de 30.77 mil dólares, tendo como valor mínimo 1.41 mil dólares no ano de 2001 na Armênia, 21.38 mil dólares na Grécia em 2013 como mediana e 147.05 mil dólares como valor máximo em Luxemburgo no ano de 2008. Os valores do desvio padrão e do primeiro e terceiro quartil demonstram que o PIB per capita

¹ A amostra possuiu um total de 9.312 observações, que correspondeu a 92,27% das informações.

Tabela 2 – Estatística Descritiva das variáveis da pesquisa

Estatística	Média	SD	Mínimo	Q25%	Mediana	Q75%	Máximo
PIB per capita	30.77	27.22	1.41	9.43	21.38	48.01	147.05
Corrupção (IPC)	44.32	21.63	1.00	25.00	50.00	63.00	82.00
Corrupção (WGI)	-0.60	1.04	-2.46	-1.60	-0.39	0.28	1.24
Investimento	2.39	1.93	0.14	1.52	2.06	2.65	14.60
Educação	104.22	15.16	72.54	95.33	102.19	108.20	163.94
FDI	5.89	12.18	-57.53	1.75	3.28	6.56	138.22
Consumo do Governo	18.81	3.85	8.50	16.74	19.07	21.06	29.94
Expectativa de vida	76.85	4.18	65.03	73.93	77.18	80.55	83.91
População (milhões)	20.52	29.84	0.44	3.39	8.23	17.93	145.98
Abertura Econômica	103.79	49.90	45.42	70.90	90.46	125.51	388.12

Fonte: Elaboração própria.

possuiu uma considerável heterogeneidade entre os países. A corrupção, mensurada por meio do índice de percepção da corrupção da Transparência Internacional, teve como média do período o valor de 44.32, como valor mínimo 1,00, pertencente à Finlândia em 2001, mediana de 50,00 na Polônia em 2009 e valor máximo de 82,00 no Azerbaijão em 2003. Na estimativa de corrupção do Banco Mundial (WGI), o valor mínimo foi apresentado pela Dinamarca e pela Finlândia em 2006, enquanto o valor máximo foi do Azerbaijão em 2010. A média foi próxima do valor observado pela República Tcheca em 2017 e a mediana foi da Lituânia em 2012. Os valores do desvio padrão, primeiro e terceiro quartis indicam uma distribuição possivelmente heterogênea entre os dados da amostra.

E em relação ao nível de investimento líquido em ativos não financeiros em proporção do PIB, observa-se uma média de 2,39% no período, o valor mínimo de 0,14%, pertencente à Ucrânia em 2015, a mediana foi cerca de 2,06% na Bósnia e Herzegovina em vários dos anos entre 2001 e 2021, e o valor máximo foi de 14,6% no ano de 2003 no Azerbaijão. Observa-se a partir do desvio padrão e do primeiro e do terceiro quartil que os dados apresentam uma determinada homogeneidade ao longo do período analisado. Por fim, uma observação interessante é que o Azerbaijão apresentou em 2003 o maior índice de corrupção de toda a amostra e o maior investimento líquido em ativos não financeiros em proporção do PIB, podendo indicar que a corrupção pode estimular o nível desse tipo de investimento no país.

1.4.1 Estratégia Empírica

Assumindo a existência de um país doméstico e uma outra possibilidade, que representa o restante da economia, as quais detêm opções de investimento idênticas, mesmo com a presença de diferenças entre os seus estoques de capital produtivo. Em cada momento do tempo t , os indivíduos optam por direcionar a sua renda entre consumo, $c(t)$, e investimento produtivo $i(t)$. Os agentes podem investir uma parcela $V(t)$ no país doméstico ou uma fração $1-V(t)$ na economia global. Nessa simulação, supomos também a completude dos mercados de capitais. Por sua vez, a riqueza pode ser definida como o somatório entre os ativos de risco desses países representativos. Imaginemos também que as famílias maximizam sua função de utilidade intertemporal padrão,

considerando o tempo como infinito. Então, as decisões de consumo dos indivíduos seriam definidas pela função de utilidade de *Constant Relative Risk Aversion* (CRRA), como:

$$U = E \left[\int_0^\infty e^{-\rho t} \frac{C(t)^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} dt | F_0 \right]. \quad (1.1)$$

Considerando o conjunto de informações, F , no tempo 0, no qual ρ representa a constante da taxa de preferência temporal da família, suficientemente elevada para que a utilidade seja finita e maior que zero, enquanto C é a medida Arrow-Pratt de aversão ao risco.

A produção na economia doméstica segue uma tecnologia AK estocástica:

$$dY(t) = v(t) [AK(t)dt + \sigma K(t)dz(t)] \quad (1.2)$$

Em que $dY(t)$ é a produção, $K(t)$ é o estoque de capital humano e físico, e $z(t)$ é um movimento browniano que capta os choques de produtividade.

A taxa de corrupção, λ , é definida pela inovação que segue um processo de Poisson, $P(t, \lambda)$, que altera uma parcela δ da alocação de estoque de capital. Nesse sentido, o retorno estocástico do capital para a economia doméstica pode ser definido da seguinte maneira:

$$dR(t) = \frac{dY(t) - \delta v(t)K(t)dP(t, \lambda)}{v(t)K(t)} \quad (1.3)$$

$$= A dt + \sigma dz(t) - \delta v(t)dP(t, \lambda) \quad (1.4)$$

Em que $dz(t)$ representa o processo padrão de Wiener, tido por:

$$z(t) = z(0) + \int_0^t dz(s), \quad (1.5)$$

A expectativa de retorno do capital é dada como:

$$E[dR(t)] = (A - \lambda\delta)dt, \quad (1.6)$$

com uma variância de

$$Var[dR(t)] = (\sigma^2 - \lambda\delta^2)dt. \quad (1.7)$$

Podemos observar que um acréscimo na taxa de corrupção possui dois efeitos, o primeiro diz respeito à redução na expectativa de retorno para o capital investido na economia doméstica e o segundo é referente a elevação da variância da expectativa de retorno. A corrupção e a produção possuem o mesmo processo estocástico da economia global. Os recursos contraídos pela economia doméstica podem ser dados por:

$$\int_0^t AK(s)v ds + \int_0^t \sigma AK(s)v(s)dz(s) \geq \int_0^t c(s)dz(s) + \int_0^t dK(s)v(s) \quad (1.8)$$

Tratando-se da expressão (1.8), o termo à esquerda representa a produção acumulada até o tempo t, enquanto o da direita refere-se aos custos acumulados de produção. Na economia doméstica, os agentes maximizam a função de utilidade intertemporal, relatada na expressão (1.9), como:

$$\begin{aligned} dK(t) = & v(t)AK(t) + (1 - v(t))(A * K(t) - C(t))dt \\ & + \sigma v(t)K(t)dz(t) + \sigma * (1 - v(t)K(t)dz * (t) \\ & + - \delta v(t)K(t)dP(t) - \delta * (1 - v(t)K(t)dP(t)0 \\ & < C(t) < K(t), K(0) = K_0, 0 \geq v(t) \geq 1. \end{aligned} \quad (1.9)$$

A condição de transversalidade é dada por:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E [V(K(t), t)] = 0. \quad (1.10)$$

As variáveis de controle da economia doméstica são representadas pelo consumo C(t), que por suposição deve ser positivo ou zero, e pelo montante investido v(t) nas opções pertencentes ao país local. Por sua vez, os controles ótimos podem ser encontrados a partir da expressão de Hamilton-Jacobi-Bellman (HJB), definida por:

$$V(k, t) = \max E \left[\int_0^\infty e^{-\rho s} \frac{C^{1-\gamma} - 1}{1 - \gamma} ds | K(t) = K \right] \quad (1.11)$$

Em que o máximo é definido como favorável em detrimento dos demais planos de consumo.

Em resumo, a equação HJB expressa que as escolhas domésticas de consumo no tempo t são baseadas nas suas utilidades correntes e nas mudanças previstas nas expectativas de consumo momentâneas. Por sua vez, o retorno intertemporal do investimento é tido pelo retorno do consumo em t. Então, observa-se que as decisões das famílias no presente e do que espera para o futuro são baseadas em fatores situados no tempo t corrente. Nesse sentido, notamos que o resultado do problema em questão não depende do tempo.

De acordo com [Cieřlik e Goczek \(2018\)](#), essa relação pode ser identificada a partir do Lemma 1 da sua pesquisa, em que a solução para os planejamentos sociais e situações de mercado é satisfeita a partir da equação de Hamilton-Jacobi-Bellman, como:

$$\begin{aligned} \rho V(k) = \max \left[\frac{c^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} + \frac{\delta V(k)}{\delta k} (\mu_V k(t) - c) + \frac{1}{2} \frac{\delta^2 V(k)}{\delta^2 k} \sigma_V^2 k^2 \right. \\ \left. + \lambda (V(k - \delta v(k)) - V(k)) \right. \\ \left. + \lambda * (V(k - \delta * (1 - v)k) - V(k)) \right] \end{aligned} \quad (1.12)$$

Em que,

$$\mu_V = Av + A^*(1 - v) \text{ e } \sigma_V^2 = \sigma_W^2 v^2 + \sigma_W^2 (1 - v)^2. \quad (1.13)$$

O máximo da função é alcançado a partir dos valores ótimos de controle denominados $\hat{c}$ e $\hat{v}$ referentes ao capital $k(t)$. A partir de um similar problema envolvendo investimento e consumo, como em [Merton \(1971\)](#), podemos obter a função de valor como:

$$J(a) = \frac{\Gamma_1 [a + \Gamma_2]^{1-\gamma} - \Gamma_3}{1-\gamma} \quad (1.14)$$

Com as constantes Γ_1 , Γ_2 e Γ_3 . Posteriormente, utiliza-se o valor candidato da função e a partir daí calculam-se as derivadas do comportamento do investimento e do consumo ótimo na expressão para Γ_1 , Γ_2 e Γ_3 . Algumas condições desse ponto candidato são: i) soluciona as condições de primeira e segunda ordem e; ii) satisfaz o limite especificado em (1.10).

Tendo como base as propriedades dispostas na função CRRA, a regra de Keynes-Ramsey pode ser utilizada para expor a seguinte expressão:

$$\begin{aligned} \mu_V - \gamma \mu_V^2 = \rho - \lambda (1 - (1 - \delta v)^{1-\gamma}) - \lambda^* (1 - (1 - \delta^* (1 - v))^{1-\gamma}) \\ + \lambda [(1 - \delta v)^{-\gamma} - 1] + \lambda^* [1 - \delta^* (1 - v)^{-\gamma} - 1] \end{aligned} \quad (1.15)$$

A regra de Keynes-Ramsey é utilizada para descrever "apenas" as alterações nos níveis de consumo ao longo do tempo. Considerando o trabalho de [Sennewald e Waelde \(2006\)](#), que buscou ampliar a inserção de regras na decisão de maximização da equação de HJB, a partir de um processo de Poisson tido por Γ_1 , Γ_2 e Γ_3 , o valor candidato da função pode ser dado por:

$$V(k) = \frac{\Gamma_1 k^{1-\gamma} - 1/\rho}{1-\gamma} \quad (1.16)$$

Possuindo a constante Γ_1 . Em busca de maximizar as condições de primeira ordem, temos:

$$\hat{c} = \Gamma_1 k^{1-\gamma} \quad (1.17)$$

$$(A - A^*) - \gamma(\sigma_W^2 \hat{v} - \sigma_W^{*2} (1 - \hat{v})) - \lambda \delta (1 - \delta \hat{v})^{-\gamma} + \lambda^* \delta^* (1 - \delta^* (1 - \hat{v}))^{-\gamma} = 0 \quad (1.18)$$

Observa-se a partir da última equação que o ponto ótimo para o nível de capital em uma economia não varia no tempo com alguns valores dos parâmetros do modelo. Podemos enxergar a partir da condição de segunda ordem que caso $0 < c(t)$, $0 \leq v(t) \leq 1$. Entende-se que a derivada dos termos a esquerda da expressão em relação a $v(t)$ é negativa para $0 \leq v(t) \leq 1$. Agora aplicando limite para os termos da esquerda da equação com $v(t)=0$ e $v(t)=1$, possuímos a seguinte solução interior:

$$(A - A^*) + \gamma \sigma_W^2 - \lambda \delta + \lambda^* \delta (1 - \delta^*)^{-\gamma} > 0 (A A^*) - \gamma \sigma_W^{*2} + \gamma \delta + \gamma \delta (1 - \delta^*)^{-\gamma} < 0 \quad (1.19)$$

Dado o valor encontrado da função, a condição de transversalidade pode ser exposta como:

$$\lim_{t \rightarrow 0} E [e^{-\rho t} K(t)^{1-\gamma}] = 0 \quad (1.20)$$

A produção é dependente da disposição de capital presente nos países. Portanto, a distribuição do estoque de capital entre os países, além de outras variáveis do modelo, é afetada em grande medida pela intensidade da corrupção nestes países.

Considerando que a corrupção afeta o capital dos países, como lembrado por [Mauro \(1995\)](#) e [Wei \(2000\)](#), seja de forma direta ou indireta, e a influência dos investimentos na renda destas áreas, [Ortega et al. \(2010\)](#), [Haque e Kneller \(2015\)](#), [D'Agostino et al. \(2016\)](#) e [Cieřlik e Goczek \(2018\)](#) apontaram que o desempenho econômico é afetado pela corrupção das regiões. Mais precisamente, um aumento da corrupção desestimularia os investimentos, devido a presença de incertezas, que, por sua vez, reduziria o desempenho econômico do país. Além disso, a corrupção é uma variável que pode ser influenciada pela proximidade geográfica dos países, como apontado nos estudos de [Attila \(2008\)](#), [Donfouet et al. \(2013\)](#), [Donfouet et al. \(2018\)](#), [Borsky e Kalkschmied \(2019\)](#), [Khodapanah e al. \(2022\)](#) e [Dang e Le \(2022\)](#).

De acordo com [Cieřlik e Goczek \(2018\)](#) a corrupção pode afetar a disposição de capital dos países a partir de diferentes meios, como: i) a incerteza em relação ao retorno do capital investido, que pode ser estimulada ou desestimulada a depender dos níveis dispostos de corrupção; ii) a presença de subornos também afeta a acumulação de capital, mesmo que muitas vezes a partir de efeitos pequenos e iii) a disposição de investimentos mundiais em determinados países pode ser afetada pela presença de corrupção nestas localidades.

Nesse sentido, somos levados a realizar as validações empíricas a partir de duas proposições básicas, a primeira é que a corrupção afeta a incerteza dos investimentos na economia,

seja de forma positiva ou negativa, a depender do grau de aversão ao risco do país ou da região. A segunda proposição está ligada à escolha da realização de investimento dos agentes entre a economia do seu país e o mercado financeiro internacional. Ambas as proposições podem ser testadas diretamente no modelo sobre desempenho econômico com controles espaciais, tendo em vista a dependência espacial da corrupção da renda dos países.

Após a realização dos procedimentos estatísticos, procurou-se estimar os efeitos que a corrupção exerce no desempenho econômico de 40 países da Europa no período de 2001 a 2021, tendo como controle os investimentos, o capital humano, o tamanho do governo, a expectativa de vida ao nascer, dentre outras variáveis. Segundo [Greene \(2007\)](#), os pesquisadores podem utilizar o método de dados em painel para identificar alterações nos comportamentos da sociedade ao decorrer do tempo.

No entanto, apesar das várias atribuições do método de dados em painel tradicional, ele não é capaz de modelar a presença de endogeneidade e efeitos espaciais nos dados. Conforme analisado neste estudo, algumas variáveis, como a corrupção e o desempenho econômico, podem ser consideradas como endógenas e dinâmicas, sendo influenciadas mutuamente. A negligência dessa endogeneidade mútua pode levar à presença de estimativas com baixa consistência. No entanto, por meio do emprego dos estimadores GMM dinâmicos, esse viés pode ser corrigido, conforme disposto por [Arellano e Bond \(1991a\)](#). As estimações GMM via estimadores one-step apresentam um melhor desempenho em amostras finitas (como é o caso desta pesquisa), segundo [Arellano e Bond \(1991a\)](#) e [Bond et al. \(2001\)](#).

Com maior capacidade explicativa que o GMM tradicional, outro modelo estimado foi o Spatial Lag of X (SLX) dinâmico, englobando variáveis explicativas defasadas espacialmente, ou seja, variáveis observadas das unidades transversais vizinhas. Segundo [Baltagi e Rokicki \(2014\)](#) e [Vega e Elhorst \(2015\)](#), as estimativas por meio do SLX produzem estimadores consistentes, mesmo na presença de regressores endógenos. Além disso, [LeSage e Pace \(2009\)](#) e [LeSage \(2014\)](#) destacam que, na presença de efeitos espaciais significativos, negligenciar tal ocorrência pode levar a estimativas viesadas a partir de variáveis omitidas.

Apesar das diversas funcionalidades das estimações por SLX, ele não é capaz de modelar a presença de dependência espacial nos resíduos do modelo. Nesse sentido, um modelo com maior capacidade explicativa é o Spatial Durbin Error Model (SDEM), que gera estimativas mais eficientes e consistentes que os demais modelos supracitados. Em suma, o SDEM possui as características do SLX, além de modelar também os resíduos do modelo.

As estimativas dos modelos de econometria espacial necessitam da presença de uma matriz de pesos espaciais. [LeSage \(2014\)](#) indica manter a presença de uma matriz de peso espacial simples, tendo em vista que a mudança de matrizes, apesar de alterar a conectividade das regiões, não provoca alterações relevantes nas estimações, caso a significância dos parâmetros espaciais seja altamente significativa. Nesta pesquisa foram testadas as matrizes "queen", "rook" e distância inversa, sendo adotada a matriz de contiguidade espacial "queen", de acordo com os

critérios citados por [LeSage \(2014\)](#), entre eles o de não existirem alterações significativas nos parâmetros dos modelos envolvendo as demais matrizes.

Embora exista uma variedade de modelos de econometria espacial, segundo [LeSage \(2014\)](#), apenas os modelos SDM e SDEM devem ser levados em consideração nas estimações dos trabalhos em economia regional. Adotando o SDM caso os efeitos sejam globais e o SDEM para o caso de efeitos locais. Neste estudo, conforme pode ser observado mais adiante nas figuras 1 e 2, pode ser notada a presença de efeitos locais entre o PIB per capita e a corrupção dos países (conglomerados de países vizinhos com valores similares destas variáveis), sendo o modelo SDEM neste caso o mais indicado. Conforme apontado pelos testes LM robustos na defasagem espacial do desempenho econômico e nos erros do modelo, foi observada a presença de dependência espacial apenas nos erros do modelo. Como indica [LeSage \(2014\)](#), também foi realizado o teste de comparação bayesiana dos modelos SDM e SDEM, que indica qual especificação é a mais adequada para a estimação aplicada do modelo da pesquisa. Os resultados deste teste indicaram uma probabilidade de 54,38% para a utilização do SDEM e 45,62% para o SDM. Portanto, seguindo os critérios e os resultados apontados pelos testes, o modelo escolhido de análise foi o SDEM.

As hipóteses desta pesquisa foram testadas por meio de dados em painel espacial dinâmico para 40 países da Europa no período de 2001 a 2021 via estimadores de Quase-Máxima Verossimilhança. Os modelos sem dependência espacial foram estimados com a utilização de estimadores *Generalized method of moments* (GMM), e o modelo com dependência espacial foi obtido por meio de estimadores de Quase-Máxima Verossimilhança. As estimações dos modelos espaciais foram obtidas por meio do pacote "sdpdth", inspirado nos trabalhos de [Yang \(2018\)](#) e [Wu e Matsuda \(2021\)](#).

Baseada no modelo teórico apresentado, a estimação do modelo de desempenho econômico na forma dinâmica pode ser expressa por:

$$y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \beta \psi_{t,i} + \gamma \kappa_{i,t} + \varrho \Omega_{i,t} + \sum_{j=4}^9 v_j X_{it} + \theta W \psi_{t,i} + \delta W \kappa_{i,t} + \zeta W \Omega_{i,t} + \sum_{j=13}^{18} W \phi_j X_{it} + \eta_i + \tau_t + \xi_t, \quad (1.21)$$

$$\xi_t = \lambda_t W \xi + \epsilon_{i,t}, \quad \epsilon_{i,t} \sim NID(0, \sigma^2) \quad (1.22)$$

Onde:

- $y_{i,t}$ e $y_{i,t-1}$: logaritmo do PIB per capita no país i no tempo t e seu valor defasado.
- ρ : parâmetro autorregressivo que mede a persistência no desempenho econômico.
- $\psi_{t,i}$, $\kappa_{i,t}$ e $\Omega_{i,t}$: variáveis explicativas (índice WGI de corrupção, investimento líquido em porcentagem do PIB e interação das respectivas variáveis).

- $\sum_{j=4}^9 v_j X_{it}$: variáveis (educação, investimento estrangeiro direto, governo, expectativa de vida, crescimento da população e abertura econômica)
- β , γ e ϱ : coeficientes de inclinação.
- λ_1 : coeficiente espacial autorregressivo que mede a dependência espacial nos resíduos.

A variável $W\psi_{i,t}$ captura a dependência espacial na corrupção, enquanto $W\kappa_{i,t}$ captura a dependência espacial nos investimentos e $\Omega_{i,t}$ na interação entre corrupção e investimento dos estados vizinhos. Uma mudança em uma variável explicativa no país i tem um impacto direto (representado por β) no próprio país e um impacto indireto (representado por θ) nos países vizinhos.

Conforme apresentado na Equação (1.22), o erro $\xi_{i,t}$ possui uma estrutura decomposta em três elementos: (i) η_i , que capta efeitos fixos individuais de cada país; (ii) τ_t , representando efeitos temporais comuns; e (iii) $\epsilon_{i,t}$, correspondendo aos choques idiossincráticos. A existência de correlação entre as variáveis explicativas e o termo de erro assegura a consistência das estimativas dos parâmetros do modelo.

1.5 Resultados

1.5.1 Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE)

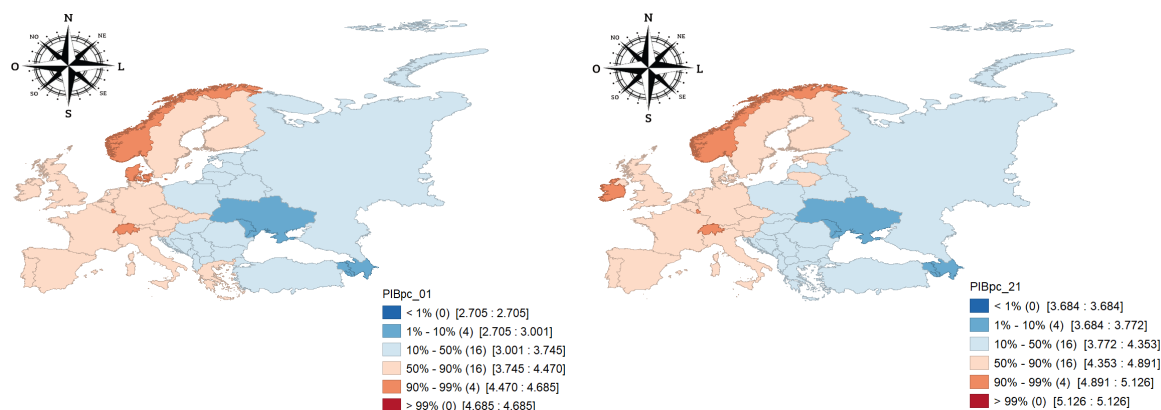
Nesta seção, primeiramente foi realizada a elaboração de mapas de distribuição espacial do PIB per capita e do índice de corrupção para os países da Europa nos anos de 2001 e 2021². Também foram obtidas as estimativas referentes a AEDE, com as análises espaciais globais, referentes à interação entre PIB per capita e corrupção, e locais, sobre a autocorrelação espacial de cada uma dessas variáveis de forma individual, seguindo a metodologia proposta por [Anselin \(1995\)](#).

A figura 1 aborda a distribuição espacial do PIB per capita na Europa nos anos de 2001 e 2021. De acordo com a legenda, as cores com tons de azul representam uma menor intensidade dos valores, enquanto as cores com tons mais quentes apresentam uma maior intensidade.

No intervalo de 90% a 99% dos países com maiores valores do PIB per capita em 2001, temos a Dinamarca, Luxemburgo, Noruega e Suíça, enquanto entre 1% e 10% observam-se a Armênia, Azerbaijão, Moldova e Ucrânia. A respeito de 2021, observam-se a Irlanda, Luxemburgo, Noruega e Suíça como os maiores valores, enquanto a Armênia, Arzeibajão, Moldova e Ucrânia apresentaram os menores valores de PIB per capita.

² Destaca-se que também foram realizadas as estimações para os demais anos, que preservaram a tendência observada nos anos de 2001 e 2021.

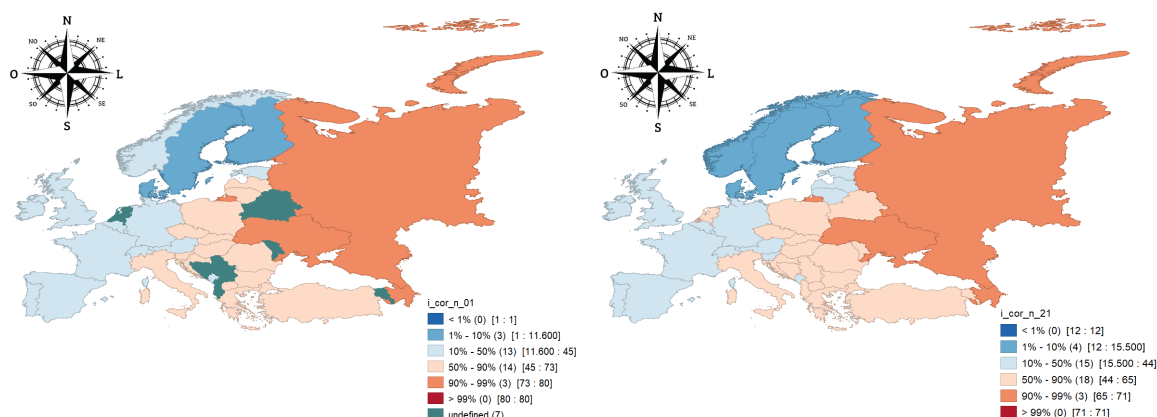
Figura 1 – Distribuição espacial do PIB per capita na Europa em 2001 e 2021.



Fonte: Elaboração própria

Seguindo a mesma lógica da figura 1, pode-se acompanhar a distribuição espacial da corrupção dos países da Europa nos anos de 2001 e 2021 na figura 2.

Figura 2 – Distribuição espacial da corrupção na Europa em 2001 e 2021.



Fonte: Elaboração própria

Em 2001, no intervalo de 90% a 99% dos países com maiores indícios de corrupção, situam-se o Azerbaijão, Ucrânia e Rússia. Enquanto entre 1% e 10% temos Dinamarca, Finlândia e Suécia. Já em 2021, entre os mais corruptos destacam-se o Azerbaijão, Ucrânia e Rússia, enquanto entre os menos corruptos temos a Dinamarca, Finlândia, Noruega e Suécia.

Na análise exploratória dos dados espaciais (AEDE), podemos acompanhar na tabela 3, que aborda o I de Moran global do PIB per capita e da corrupção nos anos de 2001 e 2021. O valor do índice varia de -1 a 1, em que -1 indica dissimilaridade total dos países e seus vizinhos e 1 aponta semelhança total entre as áreas analisadas.

A partir da tabela 3, pode-se notar uma autocorrelação espacial global do PIB per capita dos países da Europa nos dois anos, com um valor correspondente a 0.725 em 2001 e 0.685 em 2021, superiores ao valor esperado de ambos (-0.026). Estes valores apontam uma tendência de similaridade do PIB per capita entre os países, ou seja, países com alto PIB per capita são afetados de forma positiva pelo alto PIB per capita também observado nos seus vizinhos. Por

Tabela 3 – I de Moran global do PIB per capita e Corrupção em 2001 e 2021.

Ano	Variáveis	I de Moran	E(I)	Pseudo p-valor
2001	PIB per capita	0.725	-0.026	0.001
	Corrupção	0.520	-0.031	0.001
	PIB per capita X Corrupção	-0.627	-0.031	0.001
2021	PIB per capita	0.684	-0.026	0.001
	Corrupção	0.470	-0.026	0.001
	PIB per capita X Corrupção	-0.638	-0.026	0.001

Fonte: Elaboração própria

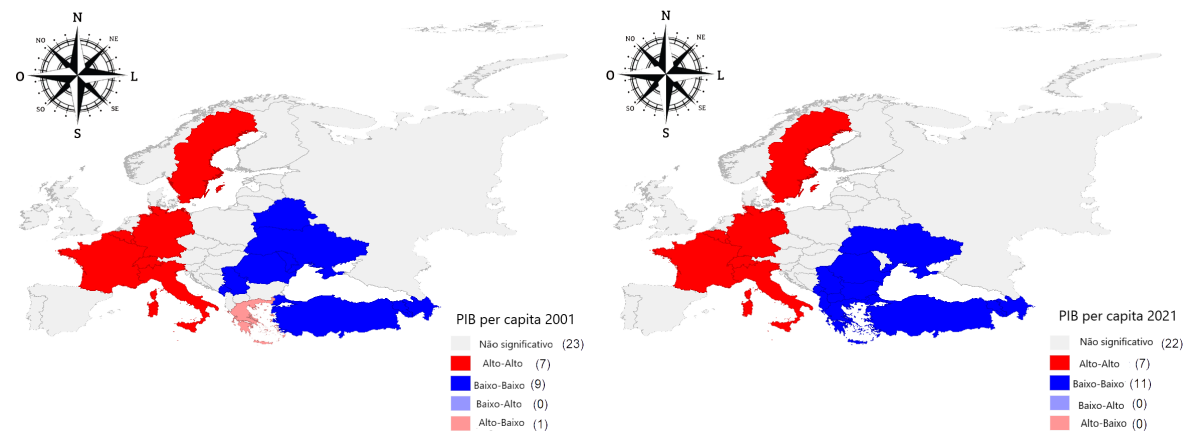
outro lado, países de baixo PIB per capita tendem a possuir vizinhos também relativamente mais pobres, e estes afetam e são afetados pela baixa renda per capita das áreas fronteiriças, conforme os trabalhos de [Quah \(1997\)](#), [Rey e Montouri \(1999\)](#).

A respeito da corrupção, pode-se acompanhar os valores de 0.520 e 0.470 nos respectivos anos de 2001 e 2021, maiores que os valores esperados de -0.031 e -0.026. Então, indicam que existe uma tendência de semelhança da corrupção entre os países e seus vizinhos nos anos analisados, isto é, países com baixa corrupção tendem a possuir vizinhos menos corruptos. Por outro lado, países com elevado nível de corrupção geralmente são vizinhos de áreas mais corruptas, conforme as evidências de [Goel e Nelson \(2010\)](#), sugerindo que fatores institucionais e culturais existentes entre vizinhos contribuem com a propagação de atos corruptos.

Buscou-se também avaliar a relação bivariada entre o PIB per capita e a corrupção, que gerou os valores de -0.627 e -0.638 para os anos de 2001 e 2021, inferiores aos valores esperados -0.031 e -0.026. Ambos os valores apontaram uma dissimilaridade entre PIB per capita dos países e nível de corrupção dos vizinhos, ou seja, países com alto PIB per capita tenderam a possuir vizinhos com baixo nível de corrupção. Por outro lado, países com baixo PIB per capita possuíram em média vizinhos com alto nível de corrupção.

Tendo apresentado o I de Moran global nas versões univariada e bivariada, coube agora efetuar a análise local para o mesmo conjunto de países. A partir do LISA foi obtido um indicador para cada país e estas informações foram plotadas em forma de mapa, conforme a figura 3.

Figura 3 – I de Moran local univariado do PIB per capita em 2001 e 2021.

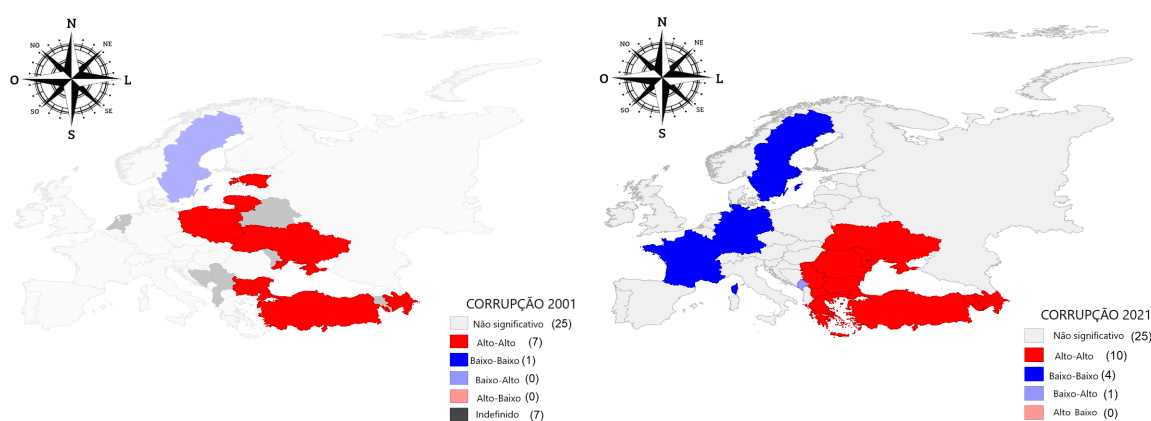


Fonte: Elaboração própria

Assim como indicado na legenda, são encontrados quatro tipos de *clusters*: Alto-Alto (vermelho), Baixo-Baixo (azul), Baixo-Alto (lilás) e Alto-Baixo (rosa). A análise destes *clusters* leva em consideração sempre o país *i* como o primeiro termo e os vizinhos *j* como o segundo, por exemplo, Alto-Baixo significa altos valores no país *i* e valores reduzidos nos vizinhos *j*. Na figura 3, observa-se o I de Moran local univariado do PIB per capita dos países da Europa nos anos de 2001 e 2021. Em relação aos *clusters* locais em 2001, temos como Alto-Alto, ou seja, países com alto PIB per capita com vizinhos também de alta renda, a Bélgica, França, Alemanha, Itália, Luxemburgo, Suécia e Suíça. Em 2021, os países englobados no *cluster* alto-alto foram os mesmos de 2001, indicando uma relação estável nesses dois anos. Na prática, essas relações indicam a presença de efeitos retroalimentadores do PIB per capita entre esses países, a partir dos efeitos resultantes do país *i* nos vizinhos *j* e dos vizinhos *j* no país *i*, proporcionando valores maiores de PIB per capita nestas áreas.

A partir da figura 4, observa-se o LISA para a corrupção nos países da Europa nos anos de 2001 e 2021.

Figura 4 – I de Moran local univariado da corrupção em 2001 e 2021.



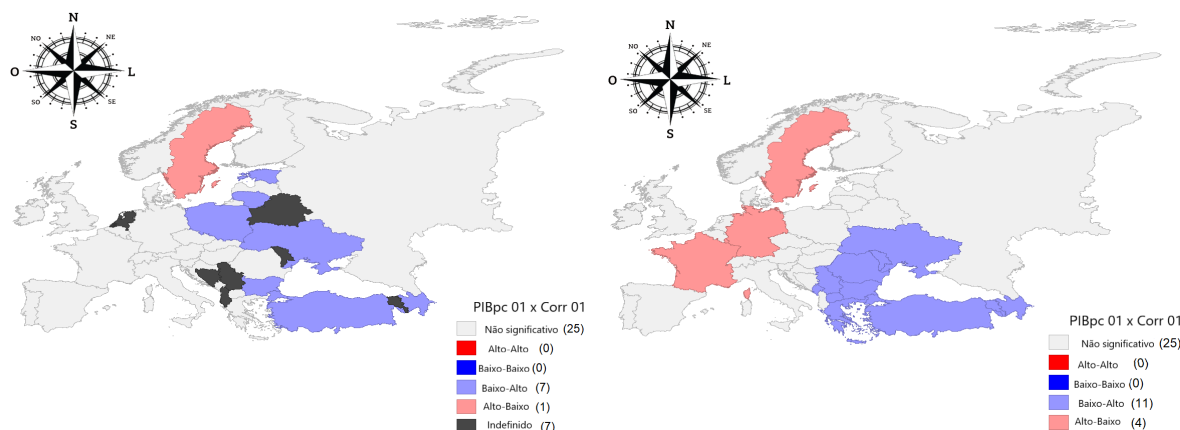
Fonte: Elaboração própria

Tratando-se dos *clusters* locais da corrupção em 2001, têm-se: Alto-Alto (Estônia, Lituânia, Polônia, Azerbaijão, Bulgária, Turquia e Ucrânia). Em 2021, Alto-Alto (Grécia, Macedônia, Sérvia, Armênia, Arzeibajão, Bulgária, Moldova, Romênia, Turquia e Ucrânia). Isto indica que a alta corrupção nestes países influencia e é influenciada pela elevada corrupção nos países vizinhos.

Por outro lado, na figura 5 observa-se o I de Moran local bivariado da relação entre PIB per capita e corrupção.

A partir da figura 5, pode-se observar que em ambos os anos não houve *clusters* Alto-Alto ou Baixo-Baixo. Isto indica que não ocorreu uma relação espacial de semelhança entre PIB per capita e corrupção em determinado país *i* e os vizinhos *j*. Em 2001, foram observados no *cluster* Baixo-Alto a Estônia, Lituânia, Polônia, Azerbaijão, Bulgária, Turquia e Ucrânia. Enquanto em Alto-Baixo temos a Suécia. Tratando-se do ano de 2021 no *cluster* Baixo-Alto, temos a Grécia,

Figura 5 – I de Moran local bivariado entre o PIB per capita e a corrupção em 2001 e 2021.



Fonte: Elaboração própria

Macedônia, Montenegro, Sérvia, Armênia, Azerbaijão, Bulgária, Moldova, Romênia, Turquia e Ucrânia. No *cluster* Alto-Baixo, observam-se a França, Alemanha, Luxemburgo e Suécia.

Na análise espacial global univariada, tanto para os níveis de corrupção quanto para o PIB per capita, foram observados efeitos espaciais de similaridade entre os países e suas unidades vizinhas. Isso significa que altos níveis de PIB per capita em um país tendem a estar correlacionados espacialmente com altos níveis de PIB per capita nos países vizinhos, o mesmo ocorrendo para os níveis de corrupção. No entanto, na análise espacial bivariada, foi identificada uma relação de dissimilaridade entre o PIB per capita e a corrupção. Predominantemente, países com baixo PIB per capita mostraram-se associados a altos níveis de corrupção, enquanto países com alto PIB per capita estavam mais frequentemente acompanhados por vizinhos com baixos níveis de corrupção. Na prática, observou-se então que fatores ocasionados pela proximidade geográfica dos países, como similaridade de hábitos culturais, econômicos e sociais, provocaram efeitos contrários entre a propagação da corrupção e o desempenho econômico dos países da Europa, corroborado por [Rodríguez-Pose e Ganau \(2021\)](#), ao evidenciar que a qualidade institucional varia consideravelmente nas regiões.

Ao realizar a análise espacial local, utilizando mapas de clusters, foi possível identificar a presença de países e seus vizinhos com altos níveis de PIB per capita no oeste da Europa, enquanto ao sul e leste foram observados determinados países e seus vizinhos com baixos níveis de PIB per capita. Em relação aos clusters de corrupção, observou-se a concentração de países e seus vizinhos com altos níveis de corrupção ao sul da Europa. Quanto à análise bivariada, notou-se a presença de países com baixo PIB per capita cercados por áreas com altos níveis de corrupção, especialmente ao sul da Europa. Alguns dos países do Sul e Leste da Europa possuem em comum o fato de já terem pertencido a União Soviética e outros de serem pós-socialistas. Para tanto, [Dimitrova-Grajzl et al. \(2012\)](#) alegam que os países pós-socialistas apresentam características, como alterações nas instituições políticas e na dinâmica econômica. Estas mudanças suscitam preocupações quanto às falhas de mercado e à intervenção governamental na economia, resultando em desconfiança em relação aos agentes do mercado e

na percepção de corrupção, fatores de relevância significativa para a economia desses países.

1.5.2 Estimações dos modelos

A partir da análise dos dados e da análise da literatura, foi observada a presença de autocorrelação espacial entre o PIB per capita e a corrupção durante os anos de 2001 e 2021. Nesse sentido, houve a preocupação em tratar a presença de endogeneidade nos dados da amostra, comprovada por meio do teste Multiplicador de Lagrange na forma robusta para a defasagem espacial dos erros do modelo, conforme a tabela 4. Assim, foram estimados e expostos na tabela 4 alguns modelos de dados em painel dinâmico com e sem o controle para efeitos espaciais, objetivando averiguar a consistência e robustez dos resultados obtidos.

O primeiro modelo estimado é o *Pooled*, que não considera os efeitos individuais de cada país, efeito tempo e não controla a dependência espacial dos dados. O segundo modelo é o *Difference GMM*³, conforme indicado por Hou e Chen (2013), obtido via método generalizado dos momentos e a presença de variáveis instrumentais, calculado a partir de efeitos individuais com um estágio⁴ E para Arellano e Bond (1992), as estimativas com regressores GMM em um estágio são mais consistentes que em dois estágios em amostras finitas. Outro modelo estimado foi o SLX, obtido também por meio do *Difference GMM* em apenas um estágio e efeitos individuais, porém, foram introduzidas também como variáveis explicativas as suas respectivas defasagens espaciais.

O motivo de escolha do SLX para estimação é devido ao interesse em avaliar a significância e magnitude dos efeitos espaciais diretos, como expõe LeSage (2014). E o modelo principal da pesquisa, o SDEM, foi estimado seguindo orientação de LeSage (2014), para expressar estimativas relacionadas aos *spillovers* locais. Além das defasagens espaciais das variáveis explicativas, este modelo inclui também a defasagem espacial dos resíduos do modelo, conforme o trabalho de Yang (2018), sendo o mais consistente dos modelos citados. Tendo em vista que o teste *LM error* robusto aplicado no modelo da pesquisa foi significativo estatisticamente ao nível de significância de 1%, existem indícios da presença de defasagem espacial nos erros do modelo, necessitando de uma modelagem para este caso. Então, o SDEM se torna preferível ao SLX, tendo em vista que este último se torna menos consistente nesta ocasião.

Pelo teste de Sargan-Hansen, realizado no painel dinâmico sem efeitos espaciais e no SLX, obtemos um p-valor de $0.381 > 0.1$, portanto, não rejeitamos a hipótese H_0 de validade dos instrumentos aplicados. Porém, o teste de Arellano-Bond para duas defasagens, como foi realizado por Cieřlik e Goczek (2018), apontou a presença de autocorrelação serial dos resíduos do modelo ao possuir um p-valor próximo a zero. E pelo teste de Wald, verificamos nos três primeiros modelos da tabela 4 que não podemos rejeitar a hipótese alternativa de que ao menos um dos coeficientes estimados é estatisticamente diferente de zero. Também foram testados

³ Proposto por Arellano e Bond (1991).

⁴ De acordo com Roodman (2009), as estimações em *Difference GMM* proporcionam estimativas consistentes com dados em painel dinâmico e são menos dependentes de problemas nos regressores que o *System GMM*.

Tabela 4 – Modelo dinâmicos de crescimento econômico para os países da Europa durante o período de 2001 a 2021.

Variáveis	Pooled	GMM	SLX	SDEM
ρ	0.767***	0.737***	0.719***	0.963***
	16.346	26.832	20.606	50.847
β	-0.093	-0.196***	-0.146***	-0.122***
	-1.407	-3.468	-2.633	-2.605
γ	-0.009	0.020*	0.018*	0.017
	-0.784	1.928	1.848	1.539
ϱ	-0.003	0.024***	0.017**	0.025**
	-0.270	2.778	1.980	2.550
v_1	0.003	-0.003*	-0.002	0.001
	1.265	-1.770	-1.283	1.458
v_2	-0.001	0.000	0.000	0.000
	-0.996	0.352	0.578	1.036
v_3	0.003	-0.027***	-0.014**	-0.009***
	0.417	-5.201	-2.507	-2.577
v_4	0.004	-0.023***	0.003	-0.022***
	0.621	-4.821	0.531	-4.201
v_5	9.254***	-3.314**	-1.674	-1.143
	3.951	-1.995	-1.023	-1.522
v_6	0.001***	0.002***	0.000	0.000
	2.635	3.315	0.158	1.632
θ			-0.118**	-0.102*
			-2.017	-1.65
δ			0.013	0.001
			1.017	0.052
ζ			0.023	0.028***
			1.240	2.693
ϕ_1			-0.005**	0.002
			-2.466	0.996
ϕ_2			0.000	0.000
			-1.066	-0.059
ϕ_3			-0.011	-0.010*
			-1.276	-1.888
ϕ_4			-0.036***	-0.023**
			-3.944	-2.214
ϕ_5			1.494	-2.400
			0.511	-1.309
ϕ_6			0.006***	0.001**
			5.759	2.036
λ_t				0.505***
				6.017
Intercepto	1.502**			
	2.305			
Observações	839	760	760	760
Sargan/Hansen		0.381	0.381	
Arellano-bond(2)		0	0	
Teste de Wald	0	0	0	

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: A variável dependente é o logaritmo do PIB per capita deflacionado aos preços de 2021. A descrição das variáveis é exposta na seção 5.1. Os asteriscos representam os níveis de significância do p-valor (*p < 0,1; ***p < 0,05; ****p < 0,01). Na parte inferior da tabela são relatadas algumas estatísticas a partir do seu p-valor. A primeira é a estatística de teste de Hansen para o conjunto completo de instrumentos, a segunda é a estatística de não autocorrelação de segunda ordem de Arellano Bond; enquanto a terceira é o teste de Wald para verificação se de forma conjunta as variáveis explicativas são estatisticamente diferentes de zero. Os instrumentos adotados nos modelos GMM foram a taxa de câmbio dos países e o coeficiente de GINI. Em todas as especificações foram adotados os erros padrão robustos à autocorrelação e heterocedasticidade de White.

a adequação dos índices de corrupção da Transparência Internacional e o do Banco Mundial, sendo este último o que apresentou a maior aderência ao objeto de estudo da pesquisa e, portanto, utilizado nas estimações.

Na última coluna da tabela 4 temos os resultados do modelo SDEM, como pode ser observado. Primeiro, cabe destacar que os coeficientes referentes as variáveis originais se referem

aos efeitos diretos, enquanto os coeficientes com a letra W no início representam os efeitos indiretos, ou seja, os efeitos causados pela interação com os países vizinhos, por meio das defasagens espaciais das variáveis explicativas. O primeiro coeficiente apontado na tabela 4 é a defasagem no tempo e espaço ρ (logaritmo do PIB per capita), que representa a persistência do valor passado desta variável no seu valor corrente. Observa-se uma relação positiva entre o logaritmo do PIB per capita e a sua defasagem, corroborada pelos estudos de [Sharma e Mitra \(2019\)](#) e [Paulo et al. \(2022\)](#), em que a cada elevação de 1% no PIB per capita das unidades vizinhas de um país Europeu no período passado, este apresenta um aumento médio de cerca de 0,96% no PIB per capita.

Em relação aos demais resultados encontrados, a partir da hipótese principal da pesquisa, que é verificar os efeitos da corrupção no desempenho econômico dos países da Europa, observou-se a presença de uma relação negativa e significativa estatisticamente em β (corrupção), tal como nos trabalhos de [Gyimah-Brempong \(2002\)](#), [Attila \(2008\)](#), [Aidt \(2009\)](#), [Haque e Kneller \(2015\)](#), [D'Agostino et al. \(2016\)](#), [Cieřlik e Goczek \(2018\)](#) ⁵, [Gründler e Potrafke \(2019\)](#), [Sharma e Mitra \(2019\)](#) e [Paulo et al. \(2022\)](#). No modelo SDEM, podemos notar que o aumento de um desvio padrão na estimativa de corrupção do Banco Mundial reduz em média o PIB per capita de um determinado país da Europa em cerca de 12,2% considerando um nível de significância de 1%. Então, nota-se que um maior controle da corrupção pode impulsionar o aumento do PIB per capita nos países da Europa, proporcionando o aumento da confiança nas atividades desenvolvidas na economia doméstica.

Se tratando da interação entre corrupção e desempenho econômico, ϱ , a um nível de significância de 5%, notou-se uma relação positiva em relação ao PIB per capita, como na pesquisa de [Cieřlik e Goczek \(2018\)](#). O aumento de 1 desvio padrão na interação entre corrupção e investimento provoca em média a elevação de 2,5% na renda per capita de um país europeu. Isto indica que a elevação dos investimentos, mesmo que atrelada a um maior nível de corrupção, provoca uma elevação da renda per capita dos países no período corrente.

Considerando um nível de significância de 1%, temos os seguintes efeitos no PIB per capita de um típico país europeu da amostra: i) a elevação de 1% em v_3 (razão entre consumo do governo e PIB) provoca uma redução média do PIB per capita em cerca de 0,009%, corroborado por [Cieřlik e Goczek \(2018\)](#) e [Sharma e Mitra \(2019\)](#) e; ii) o aumento de 1 ano em v_3 (expectativa de vida ao nascer) contribui para uma redução média de 2,2% do PIB per capita. Então, notou-se que a maior presença do governo na economia e o aumento da expectativa de vida podem provocar a redução do PIB per capita, possivelmente devido à maior destinação de recursos para a população menos produtiva economicamente e à elevação dos gastos com aposentadorias e sistema de saúde, ocasionando uma menor eficiência com a utilização dos recursos financeiros

⁵ Neste estudo, a variável corrupção foi mensurada em seu valor original, em que países menos corruptos possuem valores mais elevados e mais corruptos detém valores inferiores, gerando uma relação com sinal positivo entre corrupção e PIB per capita. Na presente pesquisa, o indicador de corrupção foi mensurado na forma inversa, ou seja, países mais corruptos possuem valores mais elevados e menos corruptos, valores mais baixos. Assim, por consequência, a relação entre PIB per capita e corrupção se torna a mesma.

dispendidos.

Em relação aos efeitos indiretos, representados pelas defasagens espaciais das variáveis explicativas, cabe destaque aos parâmetros referentes às defasagens espaciais de corrupção e interação entre corrupção e investimentos, representadas respectivamente por θ e δ . Ao nível de significância de 10%, uma elevação de 1 desvio padrão na estimativa de corrupção de cada uma das unidades vizinhas provoca uma diminuição média de 10,2% no PIB per capita de um típico país Europeu. Isso indica que além da corrupção interna do país, o PIB per capita também é afetado pela corrupção das unidades vizinhas tanto de forma direta como por meio do contágio em relação à corrupção local, como destacado nos trabalhos de [Tanzi e Davoodi \(2001\)](#), [Borsky e Kalkschmied \(2019\)](#), [Donfouet et al. \(2013\)](#), [Donfouet et al. \(2018\)](#), [Khodapanah e al. \(2022\)](#), [Dang e Le \(2022\)](#), [Olaoye \(2022\)](#), [Cieřlik e Goczek \(2018\)](#).

Considera-se uma relação positiva entre a interação de corrupção e investimentos com o PIB per capita, estabelecendo que caso ocorra uma elevação de um desvio padrão nesta interação em cada uma das unidades vizinhas, um típico país Europeu tende a crescer em média a sua renda per capita em cerca de 2,8%, ou seja, mesmo com a presença de corrupção, o investimento das unidades vizinhas é capaz de elevar o PIB per capita de um típico país da Europa. No entanto, essa relação pode ser entendida em dois cenários distintos, no curto e longo prazo.

No curto prazo, o investimento, especialmente em infraestrutura física ou estoque de capital, pode impulsionar o crescimento do PIB mesmo em economias corruptas, uma vez que injeções imediatas de recursos estimulam a produção e a demanda agregada. No entanto, a longo prazo, a corrupção tende a reduzir a eficiência, qualidade e produtividade dos projetos de investimento (por exemplo, por meio de custos excessivos, comportamento de busca de renda e má alocação de recursos), potencialmente corroendo esses ganhos e diminuindo a trajetória de crescimento sustentável. Essa distinção temporal indica que os efeitos da corrupção na renda per capita podem diferir em horizontes temporais distintos. Além disso, a corrupção afeta não apenas o nível, mas também a variância e o risco dos retornos do investimento. Isso implica que, embora o investimento bruto continue, sua eficácia diminui ou se torna mais volátil.

A cada elevação de 1% na razão consumo do governo/PIB (ϕ_3) nos países vizinhos, um determinado país europeu tende a reduzir em média o seu nível de renda em cerca de 0,01%. Caso ocorra uma elevação do comércio internacional (ϕ_4) de cada uma das unidades vizinhas em relação ao PIB em 1%, um país da amostra tende a aumentar em média o seu PIB per capita em cerca de 0,001%.

Outra defasagem espacial significativa estatisticamente foi a da expectativa de vida. A cada aumento de 1 ano na expectativa de vida da população (ϕ_6) de cada um dos países vizinhos, um país europeu da amostra tende a reduzir o seu PIB per capita em cerca de 2,3%. Por sua vez, o *spatial error* (λ_t) foi positivo e significativo estatisticamente ao nível de significância de 1%, apontando uma determinada similaridade entre os erros do modelo nos países e nas unidades vizinhas.

Em resumo, notou-se que tanto os efeitos diretos como os indiretos, por meio das defasagens espaciais, apresentaram efeitos significativos a respeito do PIB per capita individual de cada país da amostra. Então, necessita-se da implementação de políticas de forma coordenada entre os países, como forma de romper os efeitos negativos na renda ocasionados pela corrupção, tendo em vista que apenas a atuação individual de cada unidade pode não surtir os efeitos desejados para a elevação do PIB per capita em cada país.

1.6 Sensibilidade e Robustez

Com o objetivo de comparar as estimações do modelo 2 da tabela 4 com as demais especificações de modelos GMM, são apresentados na tabela 5 os modelos de dados em painel dinâmico GMM, propostos por [Arellano e Bond \(1991b\)](#) nas versões *System* e *Difference* com um e dois estágios, a fim de observarmos a comparação entre os sinais, significância e magnitude dos parâmetros estimados do modelo.

Tabela 5 – Modelos de desempenho econômico dinâmico para os países da Europa durante o período de 2001 a 2021 utilizando o WGI.

Modelos	D. one	D. two	S. one	S. two
ρ	0.737***	0.737***	0.980***	1.010***
	26.832	24.105	136.058	26.019
β	-0.196***	-0.199***	-0.020**	-0.017
	-3.468	-3.116	-2.501	-0.210
γ	0.020*	0.020*	0.005*	0.0001
	1.928	1.746	1.682	0.006
ϱ	0.024***	0.024**	0.001	0.011
	2.778	2.311	0.691	0.637
v_1	-0.003*	-0.003*	0.0002	-0.001
	-1.770	-1.694	0.604	-0.678
v_2	0.0001	0.0001	0.0003	0.0004
	0.352	0.311	1.051	1.331
v_3	-0.027***	-0.027***	-0.0004	0.001
	-5.201	-4.603	-0.231	0.236
v_4	-0.023***	-0.023***	0.002	0.004
	-4.821	-4.259	0.883	0.269
v_5	-3.314**	-3.597	-1.715***	-1.242
	-1.995	-1.310	-2.984	-0.119
v_6	0.002***	0.002***	0.0002***	0.0002
	3.315	3.047	3.586	0.548
Observações	760	760	1560	1560
Sargan/Hansen	0.38	0.39	0.99	1
Arellano-bond(2)	0	0	0.02	0.027
Teste de Wald	0	0	0	0

Fonte: Elaboração dos autores. Nota: *** Significante a 1%, ** Significante a 5%, * Significante a 10%.

Foram aplicados os erros robustos de White nas estimativas, controlando os eventuais problemas causados pela heterocedasticidade dos dados.

O Teste de Sargan-Hansen apontou que os instrumentos empregados em todos estes modelos são válidos. Tratando-se do teste de Arellano-Bond com duas defasagens temporais, no método *Difference* GMM, observamos nos dois primeiros modelos a presença de autocorrelação serial dos resíduos, com a presença do p-valor próximo a zero. Enquanto a um nível de significância de 5%, os modelos 3 e 4 apontaram a não presença de autocorrelação serial dos resíduos dos respectivos modelos. E pelo teste de Wald, observou-se em todos os modelos que ao menos um dos coeficientes estimados é estatisticamente diferente de zero.

O primeiro modelo é o *Difference* GMM com um estágio, indicado por Hou e Chen (2013) e disposto também na tabela 4. Neste modelo, com exceção do coeficiente v_2 (FDI), todos os demais coeficientes foram significativos estatisticamente e acompanharam os sinais dispostos no modelo SDEM. Ao observarmos o modelo 2, que também é o *Difference* GMM, porém com dois estágios, notamos que a variável corrupção (principal variável explicativa) e a interação de corrupção com investimentos, dentre outras variáveis, apresentaram significância estatística ao nível máximo de 10%. Ao observar-se o modelo 3, *System* GMM com um estágio, notamos que a corrupção apresentou significância estatística ao nível de 1% e no modelo 4, *System* GMM com dois estágios, apenas o coeficiente de persistência do logaritmo natural do PIB per capita no tempo foi significativo estatisticamente. Portanto, seguindo as recomendações de Hou e Chen (2013) e avaliando as significâncias estatísticas dos parâmetros estimados dos modelos, optou-se por escolher como mais viável o modelo da primeira coluna.

Nesta pesquisa, foram coletados os dois principais indicadores de corrupção utilizados na literatura para avaliar as situações apresentadas pelos países ao decorrer do tempo, o índice de percepção da corrupção, definido pela Transparência Internacional, e o índice de controle da corrupção, gerado pelo Banco Mundial. Nesse sentido, foram calculados na tabela 6 os modelos dinâmicos GMM da tabela 5, porém com o índice de corrupção da Transparência Internacional, ao invés do disposto pelo Banco Mundial, a fim de compararmos as estimativas.

Ao observar os modelos dispostos na tabela 6, notou-se que de forma geral os testes de Sargan-Hansen, Arellano-Bond (2) e Wald permaneceram praticamente estáveis. No entanto, ao analisar a significância e magnitude dos coeficientes estimados, observou-se que a quantidade de parâmetros significativos estatisticamente foi reduzida. Além disso, tanto o índice de percepção da corrupção como a sua interação com o investimento não foram significativos estatisticamente em uma quantidade menor de modelos estimados.

A análise de robustez da pesquisa passou primeiramente por uma verificação do comportamento dos dados do modelo do estudo. Ou seja, se eles reagem de forma aleatória ou se existe alguma dependência espacial nos dados. Essa verificação pode ser obtida a partir do teste proposto por Baltagi et al. (2003).

Com uma estatística de 8.23 e p-valor próximo a zero, os resultados indicam que os dados, além de não se distribuírem de forma aleatória, possuem o comportamento de dependência espacial. Assim, a modelagem passa a dever ser tratada com a introdução de modelos espaciais

Tabela 6 – Modelos de desempenho econômico dinâmico para os países da Europa durante o período de 2001 a 2021 utilizando o IPC.

Modelos	D. one	D. two	S. one	S. two
ρ	0.743*** 24.767	0.742*** 22.616	0.968*** 150.818	0.997*** 28.986
β	-0.00002 -0.010	-0.0001 -0.033	-0.002*** -4.620	0.0004 0.166
γ	-0.032 -1.227	-0.033 -0.830	-0.003 -0.596	-0.011 -0.190
ϱ	0.001** 2.072	0.001 1.465	0.0001* 1.740	0.0001 0.154
v_1	-0.003* -1.711	-0.003* -1.711	-0.0001 -0.390	-0.0004 -0.680
v_2	0.0001 0.609	0.0001 0.609	0.0003 1.112	0.0004* 1.692
v_3	-0.027*** -4.921	-0.027*** -4.585	-0.001 -0.448	0.002 0.782
v_4	-0.022*** -3.964	-0.022*** -3.262	0.002 1.523	-0.003 -0.452
v_5	-3.261** -1.968	-3.430 -1.124	-1.627*** -3.599	5.290 1.135
v_6	0.003*** 3.496	0.003*** 3.206	0.0002*** 3.988	0.00001 0.047
Observações	760	760	1560	1560
Sargan/Hansen	0.38	0.39	0.99	1
Arellano-bond(2)	0	0	0.02	0.12
Teste de Wald	0	0	0	0

Fonte: Elaboração dos autores. Nota: *** Significante a 1%, ** Significante a 5 %, * Significante a 10 %. Foram aplicados os erros robustos de White nas estimativas, controlando os eventuais problemas causados pela heterocedasticidade dos dados.

com o intuito de auferir os objetivos dispostos no estudo.

Com o interesse em fornecer maior robustez estatística para as estimações realizadas, foi efetuado o teste de Hausman espacial, proposto por [Muhl e Pfaffermayr \(2011\)](#). Tendo em vista a estatística de 99.51 e p-valor próximo a zero, deve-se rejeitar a hipótese nula e aplicar modelos de efeitos fixos ao invés do modelo de efeitos aleatórios.

A partir das estimações dos testes robustos de defasagens espaciais na variável dependente e nos erros do modelo da pesquisa, inicialmente propostos por [Anselin et al. \(1996\)](#) e ampliados para dados em painel por [Anselin et al. \(2008\)](#) ⁶. Os resultados apontaram a presença de defasagens espaciais nos resíduos do modelo estimado na versão robusta, tendo em vista o p-valor deste teste tendendo a zero. No entanto, o teste LM robusto para o lag espacial apontou que os dados não possuem dependência espacial na variável explicativa. Portanto, indicando a estimação de modelos considerando defasagens espaciais apenas no termo de erro, conforme definido na estratégia empírica.

Tendo em vista as especificações de modelos envolvendo apenas defasagens espaciais nos termos de erro, cabe distinguir a melhor escolha entre o SEM e o SDEM. Para tanto, foi

⁶ Estes testes foram programadas no R por Giovanni Millo no pacote *splm*.

realizado o teste de Wald nas defasagens espaciais das variáveis explicativas do modelo SDEM. Conforme o p-valor próximo a zero, observou-se que o conjunto das defasagens espaciais das variáveis explicativas é estatisticamente diferente de zero, ou seja, o modelo SDEM é preferível ao SEM ao possuir uma capacidade explicativa superior.

1.7 Considerações finais

Considerando a disposição de diversas pesquisas analisando os efeitos que a corrupção dos países pode provocar na renda per capita da economia, como em [Cieřlik e Goczek \(2018\)](#), o presente estudo buscou avaliar esta relação por meio de dados em painel dinâmico com a presença de efeitos espaciais, algo que vem sendo estudado de forma recente na literatura. Mais precisamente, pretendeu-se responder se existe uma relação entre as variáveis corrupção e PIB per capita, e se essa relação se dá também por meio de efeitos espaciais, ou seja, se as unidades vizinhas interferem nos resultados individuais de cada país.

Tal como indicado por [LeSage e Pace \(2009\)](#), de forma prévia a estimação dos modelos de econometria espacial, foi realizada a AEDE das variáveis corrupção e PIB per capita. Na análise espacial global univariada, tanto para a corrupção como para o PIB per capita, constatou-se a presença de efeitos espaciais de similaridades entre os países e suas unidades vizinhas, ou seja, o alto PIB per capita em um país tende a ser autocorrelacionado espacialmente com também elevado PIB per capita nos vizinhos, esta mesma avaliação valendo para a corrupção. Na AEDE bivariada, constatou-se uma relação de dissimilaridade entre o PIB per capita e a corrupção, com uma predominância de países com baixo PIB per capita e alta corrupção, ao passo que países com elevado PIB per capita acompanhados de vizinhos com reduzida corrupção. Realizando a AEDE local, com a utilização de mapas de *clusters*, notou-se a presença de países e seus vizinhos com alto PIB per capita no oeste da Europa, enquanto ao sul observou-se países e seus vizinhos com baixo PIB per capita. Em relação aos *clusters* da corrupção, foi visualizados países e vizinhos com alta corrupção ao sul da Europa. E se tratando da análise bivariada, notou-se a presença de países com baixo PIB per capita tendo como vizinhos áreas com alta corrupção também ao sul da Europa.

Tratando-se das estimações do modelo empírico da pesquisa, notou-se uma relação negativa e significativa entre corrupção e PIB per capita. No entanto, a interação entre corrupção e investimento apresentou efeitos positivos e significativos em relação ao PIB per capita, indicando que mesmo com a presença de corrupção, os investimentos podem elevar o PIB per capita das economias ao menos no curto prazo. Observou-se também que o tamanho do governo e a expectativa de vida afetaram de forma negativa o nível de renda da economia. Em relação aos efeitos indiretos das defasagens espaciais das variáveis explicativas em relação ao PIB per capita, observou-se uma relação positiva na abertura econômica e na interação de corrupção e investimento, enquanto a corrupção, tamanho do governo e expectativa de vida contribuíram para a redução da renda nos países da Europa.

Em relação às dificuldades encontradas na pesquisa, uma das maiores foi a limitação de pacotes e recursos computacionais para a estimação de modelos de dados em painel espacial dinâmico, sendo algo muito recente e com um amplo espaço para crescimento, como a criação de testes estatísticos e econométricos para essa classe de modelos. Como proposta de pesquisa futura, pretende-se realizar a criação de um índice de corrupção para os estados brasileiros, a fim de realizar as estimações entre corrupção e nível de renda, por meio de dados em painel espacial dinâmico para o Brasil.

Parte II

Corrupção e Desempenho econômico no Brasil

2 Corrupção e Desempenho econômico no Brasil

2.1 Introdução

Os estados do Brasil possuem uma acentuada disparidade nos níveis de renda e desigualdades sociais. Segundo [Tanzi e Davoodi \(2001\)](#), [Aidt \(2009\)](#), [Cieřlik e Goczek \(2018\)](#), [Sharma e Mitra \(2019\)](#), [Gründler e Potrafke \(2019\)](#) e [Paulo et al. \(2022\)](#), uma das principais causas do agravamento das desigualdades regionais pode ser a presença de corrupção em órgãos e servidores públicos, influenciada por fatores financeiros ou culturais.

A hipótese deste estudo é que a corrupção contribui para a redução do desempenho econômico dos estados brasileiros por meio de diversos canais, incluindo a perda de eficiência institucional, a diminuição de investimentos privados produtivos e a alocação ineficiente de recursos públicos. Entende-se que estados com maiores níveis de corrupção apresentarão taxas de crescimento do PIB per capita menores. Além disso, verifica-se a possibilidade de efeitos espaciais relevantes, ou seja, a corrupção em um estado afeta não apenas seu próprio desempenho econômico, mas também o de seus vizinhos, por meio de externalidades negativas.

De acordo com dados do Índice de Percepção da Corrupção (IPC), disponibilizado pela Transparência Internacional (TI), os países menos corruptos em 2024 de acordo com o nível de integridade foram Dinamarca (89), Finlândia (88), Singapura (84) e Noruega (81), enquanto os mais corruptos foram Sudão do Sul (9), Somália (9) e Venezuela (10). O Brasil (35) ocupou a 107ª colocação em um total de 181 países, pior colocação na série histórica deste indicador. Ainda conforme dados do Banco Mundial, essas economias apresentaram os seguintes crescimentos em 2022: Brasil (3,4%), Dinamarca (3,5%), Finlândia (0,4%), Nova Zelândia (1,3%) e Singapura (4,4%).

No caso dos estados brasileiros no ano de 2023, houve expansão do PIB em todas as cinco grandes regiões, com todos os estados brasileiros possuindo elevação do produto em relação a 2022. Com destaque aos estados do Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás. Segundo dados sobre governança pública do poder executivo, disponibilizados pela TI em 2025, os menores indícios de corrupção foram observados nos estados do Espírito Santo, Goiás e Minas Gerais, enquanto Amapá, Roraima e Acre apresentaram as piores avaliações em termos de governança.

Um dos possíveis canais pelos quais a corrupção afeta o crescimento econômico é por meio do capital humano, conforme apontado por [Mauro \(1995\)](#), [Mauro \(1997\)](#), [Mankiw et al. \(1992\)](#), [Hanushek e Woessmann \(2012\)](#) e [Tanzi et al. \(2002\)](#). Outro aspecto relevante, conforme observado por [Montinola e Jackman \(2002\)](#) e [D'Agostino et al. \(2016\)](#), refere-se aos baixos salários pagos no setor público, os quais podem estimular servidores a buscarem

rendas adicionais por meio de práticas corruptas. Isso tende a reduzir a burocracia para certas atividades econômicas e, conseqüentemente, pode contribuir para a elevação da renda per capita. Por outro lado, alguns autores divergem quanto à relação entre corrupção e investimento, o que pode impactar o PIB per capita. Enquanto Mauro (1995), Cieřlik e Goczek (2018) e Wei (2000) argumentam que a corrupção dificulta a acumulação de capital, Haque e Kneller (2015) e Tanzi et al. (2002) sugerem que, em certos contextos, ela pode aumentar os investimentos públicos. Ademais, os efeitos da corrupção podem ser mais intensos em algumas regiões do que em outras. Por exemplo, Gyimah-Brempong (2002) destaca que países mais pobres tendem a sofrer mais com os efeitos da corrupção do que países ricos.

O Brasil, ocupando a 107ª posição no Índice de Percepção da Corrupção em 2025, mostra-se como um país com deficiências institucionais que comprometem sua competitividade internacional e afetam a capacidade de atrair investimentos de médio e longo prazo. Estudo do Banco Interamericano de Desenvolvimento (2019) estima que a ineficiência dos gastos custa ao Brasil aproximadamente 3,9% do PIB anualmente em perdas diretas e indiretas. Além disso, a heterogeneidade regional da corrupção no Brasil indica que políticas públicas diferenciadas são necessárias. Nesse sentido, entender os mecanismos pelos quais a corrupção afeta o desempenho econômico regional é essencial para a formulação de estratégias de desenvolvimento econômico e reformas institucionais.

Uma questão relevante a se considerar é a mensuração da corrupção. Diversos estudos, como os de Mauro (1995), Wei (2000), Mo (2001), Tanzi e Davoodi (2001), Gyimah-Brempong (2002), Montinola e Jackman (2002), Aidt (2009), Billger e Goel (2009), Gründler e Potrafke (2019) e Paulo et al. (2022), utilizaram o IPC, formulado pela TI. Já Tanzi e Davoodi (1998), Wei (2000), Haque e Kneller (2015) e Sharma e Mitra (2019) utilizaram o índice de corrupção do *International Country Risk Guide* (ICRG). Por sua vez, Aidt (2009), Cieřlik e Goczek (2018), Aghion e Durlauf (2005) e Bond et al. (2001) adotaram o índice de controle da corrupção “*Governance Matters*”, do Banco Mundial. Por fim, Mauro (1995), Wei (2000) e Montinola e Jackman (2002) utilizaram o índice da *Business Intelligence* (BI). No caso brasileiro, Machoski e Araujo (2020) e Ferraz e Finan (2011) desenvolveram índices próprios de corrupção com base em dados dos relatórios de programas anticorrupção do Brasil.

Seguindo essa linha, Carraro et al. (2015) propuseram um índice de corrupção para os estados brasileiros a partir de uma análise multivariada, incorporando informações da LOA, quantidade e valor de processos julgados, participação de cada estado na quantidade e no valor total dos processos irregulares do Cadirreg.

Apesar da variedade de mensurações de corrupção disponíveis, ainda há pouca exploração na literatura sobre a interação espacial entre corrupção e desempenho econômico dos estados brasileiros. Entre os estudos existentes, destacam-se Dang e Le (2022), Khodapanah e al. (2022), Attila (2008) e Donfouet et al. (2018), que analisam efeitos espaciais da corrupção; e Cieřlik e Goczek (2018), Ortega et al. (2010), D’Agostino et al. (2016) e Haque e Kneller (2015), que

exploram a relação espacial entre corrupção e desempenho econômico.

Percebe-se, portanto, que embora alguns estudos tenham desenvolvido índices de corrupção para o Brasil, como [Carraro et al. \(2015\)](#), [Machoski e Araujo \(2020\)](#) e [Ferraz e Finan \(2011\)](#), há uma carência de abordagens metodológicas que utilizem tais índices em modelos econométricos aplicados ao tema da corrupção no país. Diante disso, esta pesquisa se destaca por propor a criação de um índice de corrupção, via análise multivariada, para os estados brasileiros, à semelhança de [Carraro et al. \(2015\)](#), e utilizar esse indicador para avaliar o impacto da corrupção sobre o desempenho econômico, com base em modelos dinâmicos de econometria espacial. O trabalho de [Carraro et al. \(2015\)](#) obteve o índice de corrupção a partir de dados de 1998 a 2008, enquanto esta pesquisa tratou sobre o período de 2009 a 2018.

O presente trabalho avança a literatura em três vias principais. Primeira, enquanto estudos anteriores como [Carraro et al. \(2015\)](#) elaboraram índices de corrupção para períodos anteriores (1998–2008), esta pesquisa retratou a análise para o período de 2009 a 2018, marcado pela intensificação das ações de combate à corrupção via CGU e pela Operação Lava Jato. Segunda, a utilização de econometria espacial dinâmica como os modelos SAR (Spatial Autoregressive) e SEM (Spatial Error Model) em painel dinâmico, refletem uma inovação metodológica em relação aos estudos brasileiros existentes, que predominantemente empregam abordagens cross-section ou painel estático. Terceira, a elaboração do índice de corrupção por meio de análise de componentes principais, adicionando simultaneamente despesas governamentais, volume e participação de processos julgados irregulares, dispostos pelo Cadirreg, oferece uma mensuração multidimensional mais robusta do fenômeno, superando abordagens que se baseiam em indicadores de percepção ou em dimensões isoladas.

Nesse sentido, o objetivo geral deste estudo é avaliar como a corrupção pode impactar o desempenho econômico dos estados brasileiros. Os objetivos específicos são: i) gerar um índice de corrupção para os estados brasileiros por meio de análise multivariada; ii) analisar se a localização geográfica importa, ou seja, se estados vizinhos tendem a apresentar comportamentos similares de corrupção e desempenho econômico; e iii) avaliar a direção e a magnitude da relação entre desempenho econômico e corrupção nos estados brasileiros.

Para o alcance desses objetivos, inicialmente foi realizada uma análise multivariada por meio de componentes principais, com o intuito de agregar em um único fator comum as variáveis relacionadas às despesas governamentais per capita, quantidade e valor dos processos julgados, bem como a participação de cada estado na quantidade e no valor total dos processos irregulares do Cadirreg. Em seguida, aplicaram-se os procedimentos de [LeSage \(2014\)](#) para a escolha e aplicação dos modelos econométricos espaciais mais adequados ao problema da relação entre corrupção e desempenho econômico dos estados brasileiros, utilizando o método de dados em painel espacial dinâmico.

A escolha dos estados brasileiros como unidade de análise geográfica baseia-se no fato de que a corrupção é um problema histórico no Brasil, amplamente discutido e combatido nas

últimas décadas. O país enfrenta desafios significativos relacionados à corrupção em diversos setores, como educação, saúde e economia. Algumas das iniciativas voltadas ao seu combate incluem a Operação Lava Jato e a promulgação da Lei da Ficha Limpa. O período analisado compreende os anos de 2009 a 2018, em que a Controladoria-Geral da União (CGU) passa a receber o status de ministério e passa a auditar e fiscalizar gastos públicos com maior intensidade.

Os modelos estimados indicaram que a corrupção exerceu efeito adverso sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros em todas as especificações adotadas. Por outro lado, os investimentos associados à corrupção mostraram-se como agregadores ao desempenho econômico ao compensar a presença de corrupção. Além disso, o comércio e o nível populacional também contribuíram de forma favorável a expansão da atividade econômica.

A presente pesquisa está estruturada em mais seis seções, além desta introdução. A segunda seção aborda a revisão da literatura; a terceira trata da estratégia econométrica, relacionada à criação do índice de corrupção e à estimação dos modelos econométricos. A quarta seção traz a descrição das variáveis e a estatística descritiva das principais variáveis da pesquisa. A quinta seção apresenta os principais valores obtidos a partir da construção do índice de corrupção dos estados brasileiros e os resultados do estudo, por meio dos modelos econométricos, enquanto a sexta discute a heterogeneidade e a robustez dos resultados obtidos. Por fim, a sétima seção relata as considerações finais do estudo.

2.2 Revisão de Literatura

Atualmente, observa-se a presença de diversos fatores que podem ser identificados como impulsionadores da corrupção em diferentes regiões. [Donfouet et al. \(2018\)](#) desenvolveram um modelo teórico utilizando dados em painel espacial dinâmico com o objetivo de compreender a propagação da corrupção entre áreas por meio de uma análise de redes. As evidências revelaram que a corrupção está não apenas relacionada a fatores espaciais, mas também apresenta um efeito temporal consistente.

Nessa linha, [Acemoglu e Robinson \(2012\)](#) destacam que, embora a corrupção esteja presente em todos os países e regiões, sua intensidade varia consideravelmente conforme o nível de qualidade das instituições. Em geral, países ricos possuem instituições robustas, capazes de impedir que elites motivadas por interesses privados assumam o controle. Por outro lado, países pobres tendem a ter instituições frágeis, frequentemente dominadas por uma elite que busca manter-se no poder, promovendo ações que limitam o acesso da sociedade à prosperidade econômica. Assim, a corrupção pode ser encarada como um entrave ao desenvolvimento econômico e social.

Ainda segundo [Acemoglu e Robinson \(2012\)](#), a pobreza persiste em um país quando ele é governado por uma pequena elite, que comanda a sociedade com base em seus interesses individuais, marginalizando as necessidades coletivas. Nesse caso, o poder político é estruturado com o

objetivo principal de enriquecer ainda mais essa elite e perpetuar seu domínio. Para reverter esse cenário, os casos do Reino Unido e dos Estados Unidos mostram que o enriquecimento dessas nações contou com a mobilização dos cidadãos contra as elites dominantes e com a construção de uma sociedade em que os direitos políticos são mais bem distribuídos. Assim, para que um país pobre consiga se desenvolver economicamente, é fundamental estabelecer instituições que promovam uma divisão justa e ampla dos direitos. Nessas condições, as instituições tornam-se mais resistentes à corrupção, ou seja, a corrupção tende a ser menos presente.

No estudo conduzido por [Haque e Kneller \(2015\)](#), foi realizada uma investigação sobre a relação entre corrupção, investimento e desempenho econômico em um conjunto de países. Para isso, utilizou-se um modelo de dados em painel com três estágios. Os resultados indicaram que, embora a corrupção possa incentivar o investimento público, ela também está associada à redução da eficiência e do retorno desses investimentos.

[Cieřlik e Goczek \(2018\)](#) analisaram os impactos da corrupção sobre o crescimento econômico utilizando um modelo de crescimento endógeno com economia aberta, considerando a mobilidade internacional de capitais. As estimativas foram realizadas por meio do método GMM aplicado a dados em painel dinâmico, com uma amostra de 142 países entre 1994 e 2014, revelando uma relação negativa entre corrupção e crescimento econômico. Adicionalmente, foi observado que países mais ricos, por possuírem maior capacidade de financiamento internacional em condições mais favoráveis, são menos afetados pela corrupção do que os países mais pobres.

Embora a maioria dos estudos aponte a corrupção como um obstáculo ao progresso econômico e social, ainda não há consenso na literatura quanto ao fato de sua relação com o desempenho econômico ser sempre prejudicial. Uma corrente sustenta que a corrupção desestrutura as instituições, reduz os investimentos privados e limita o crescimento econômico. Por outro lado, alguns pesquisadores argumentam que, em determinados contextos, a corrupção pode estimular os investimentos públicos e atenuar entraves burocráticos aos negócios, especialmente em países onde os servidores públicos recebem salários inferiores aos da iniciativa privada, tornando-se, assim, mais suscetíveis à aceitação de propinas.

Apesar dos diversos impactos negativos da corrupção sobre a economia, alguns estudos indicam a existência de efeitos favoráveis sobre os investimentos no setor informal, conforme destacado por [Goel e Saunoris \(2014\)](#). Esses autores examinaram a interação espacial entre a economia informal e a corrupção a partir de uma amostra de 106 países no período de 1999 a 2008. Os resultados evidenciam uma interdependência entre essas variáveis, bem como a presença de efeitos espaciais em ambos os fatores em nível nacional.

Em estudo posterior, [Wiseman \(2015\)](#) analisaram estimativas da economia informal e casos de corrupção envolvendo funcionários públicos nos 48 estados dos Estados Unidos. Os achados revelaram uma relação positiva e bidirecional entre a corrupção e a economia informal nessas unidades federativas.

Embora a relação entre corrupção e desenvolvimento tenha sido mais amplamente

investigada nos últimos anos, ainda há considerável espaço para avanços, especialmente com a incorporação de modelos que considerem a presença de efeitos espaciais nos dados. O estudo de [Ortega et al. \(2010\)](#), que analisou 150 países em 2008, examinou as conexões espaciais entre a corrupção e os fatores políticos e econômicos que a influenciam. Os resultados indicaram que a liberdade econômica e o avanço do desenvolvimento econômico estão associados à redução da corrupção. Ademais, evidenciou-se que as políticas e práticas econômicas adotadas por uma nação podem influenciar os níveis de corrupção em escala global.

A ampliação da intervenção estatal, baseada no aumento dos gastos públicos, também pode afetar as expectativas dos investidores em outros setores da economia, como demonstrado por [D'Agostino et al. \(2016\)](#). O estudo adotou um modelo de crescimento econômico endógeno, incorporando os efeitos da corrupção nos níveis de gasto do governo, com dados em painel dinâmico estimados por GMM. As evidências revelaram uma relação de complementaridade entre gasto público e corrupção, resultando em um efeito contrário ao esperado.

2.3 Estratégia econométrica

A fim de introduzir um índice de corrupção mais abrangente e que pudesse ser calculado para vários recortes territoriais, a mensuração da corrupção foi efetuada por meio do método de abordagem multivariada, englobando análise fatorial para os estados brasileiros.

Segundo [Mingoti \(2017\)](#), a análise fatorial permite o agrupamento de um conjunto de variáveis em apenas alguns fatores, não correlacionados entre eles. Nesse sentido, cada variável é expressa pela soma entre os n fatores comuns e os resíduos, como definido em (2.1):

$$X_i = a_{i1}F_1 + a_{i2}F_2 + \dots + a_{ij}F_j + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

Onde X_i representam as variáveis consideradas (valor e quantidade de processos julgados irregulares, participação de cada estado no valor total dos processos julgados irregulares, participação de cada estado na quantidade de processos julgados irregulares e despesas estaduais per capita), a_{ij} diz respeito ao nível de correlação entre os fatores e as variáveis, também definidas como cargas fatoriais, F_j são os fatores comuns e ε_i é o termo de erro. A partir da expressão (2.1), nota-se que a variação de cada variável é expressa por um termo de variação específico e um fator comum de mudança. Nesse sentido, os resíduos são resultantes dos erros de medição.

A análise fatorial neste estudo foi desenvolvida por meio do método de componentes principais para os anos de 2009 a 2018. De acordo com [Mingoti \(2017\)](#), este método é estimado por meio da variância dos dados, permitindo obter uma combinação linear inicial das variáveis que explique de forma significativa a variância. Posteriormente, foi removida a parte da variação dos dados que já foi explicada e é executada outra combinação linear dos dados restantes, buscando-se maximizar a explicação da variação remanescente. Esse processo é repetido de maneira iterativa, de modo que o primeiro fator carrega o maior poder de explicação da variância

total dos dados, o segundo fator possui o segundo maior poder de explicação e assim por diante. Foram considerados os três primeiros fatores em todos os anos da amostra, tendo como ponto de recorte 70% da variância explicada acumulada.

Além disso, empregou-se o método de rotação ortogonal dos fatores conhecido como *varimax*. Segundo [Mingoti \(2017\)](#), a finalidade da rotação ortogonal é redistribuir a variância entre os fatores, resultando em um padrão de interpretação relativamente mais simples. Esse tipo de rotação permitiu que os coeficientes de correlação entre as variáveis e os fatores se aproximassem de valores próximos a zero ou um, facilitando a compreensão dos padrões de associação entre eles.

O teste de Bartlett foi empregado para avaliar se a matriz de correlação é idêntica à matriz identidade, ou seja, testar a hipótese nula $H_0 : P_{pxp} = I_{pxp}$, contra a hipótese alternativa $H_1 : P_{pxp} \neq I_{pxp}$, em que P_{pxp} representa a matriz de correlação e I_{pxp} é a matriz identidade. Para que o modelo seja considerado adequado, a hipótese nula deve ser rejeitada ([HAIR et al., 2009](#)). Foram realizadas as estimativas para cada ano da análise e foi identificado que em todos os anos o teste foi significativo ($p < 0.05$), indicando que as correlações são adequadas para análise fatorial.

Para a construção do índice de corrupção nos estados brasileiros, foram utilizados os escores fatoriais. Basicamente, definidos da seguinte forma:

$$IC_i = \sum_{j=1}^{\rho} \left(\frac{\sigma_j^2}{\sum_{j=1}^{\rho} \sigma_j^2} F_{ji} \right) \quad (2.2)$$

Onde IC_i representa o índice de corrupção do i -ésimo estado brasileiro, a variância explicada pelo fator j é denotada por σ_j^2 , o valor de ρ refere-se ao número de fatores selecionados (3) e $\sum_{j=1}^{\rho} \sigma_j^2$ indica a soma das variâncias resultantes dos ρ fatores selecionados. Por fim, F_{ji} indica o escore fatorial do estado i em relação ao fator j .

Neste estudo, foram criados os índices de corrupção para todos os anos entre 2009 e 2018. A fim de padronizar a análise, foi observado que em todos os anos o terceiro fator detém 70% ou mais da variância explicada das variáveis. Nesse sentido, foi adotado o número de três fatores em todos os *cross-sections* formulados.

Após a obtenção dos índices, realizou-se a padronização destes valores, como forma de desviar-se de escores muito altos ou negativos. Nesse sentido, os valores dos índices foram padronizados em um intervalo delimitado que vai de zero (estados menos corruptos) a um (estados mais corruptos), expresso como:

$$IC_i = \frac{IC_i - IC_{min}}{IC_{max} - IC_{min}} \quad (2.3)$$

Onde IC_{min} representa o menor valor entre os índices obtidos a partir dos estados brasileiros e IC_{max} diz respeito ao valor máximo obtido entre os índices calculados.

Por sua vez, o método utilizado para a estimação do modelo da pesquisa foi o de dados em painel espacial dinâmico, devido à endogeneidade nas variáveis corrupção e crescimento econômico, como elencado por [Paulo et al. \(2022\)](#), e os efeitos espaciais pertencentes a essas variáveis. Segundo [Greene \(2007\)](#), com o objetivo de detectar mudanças nos hábitos da sociedade ao longo do tempo, os cientistas podem adotar nas estimações o método de dados em painel. [Baltagi \(2005\)](#) e [Marques \(2000\)](#) alegam que o método de dados em painel, além de possuir maior eficiência dos estimadores e graus de liberdade, é capaz de detectar aspectos não presentes nos métodos de séries temporais ou *cross-section*.

A interação entre corrupção e desempenho econômico necessita de um tratamento econométrico rigoroso para evitar problemas de estimadores inconsistentes ou enviesados, tendo em vista a endogeneidade presente na relação destas duas variáveis. [Greene \(2007\)](#) indica que a endogeneidade está presente quando o termo de erro está correlacionado com um regressor.

No modelo de desempenho econômico desta pesquisa a endogeneidade pode ocorrer devido a três fatores principais: i) variáveis omitidas, tendo em vista que variáveis históricas e culturais podem afetar a integridade das instituições e o desempenho econômico ; ii) causalidade reversa, devido ao desempenho econômico moldar a qualidade das instituições, não somente o inverso e; iii) erros de medida, dado que os índices de corrupção desta pesquisa, apesar de serem uma aproximação considerável da corrupção, não conseguem captar toda corrupção praticada nos estados analisados.

Tendo em vista os vieses encontrados, a pesquisa empregou uma estratégia de estimação que englobou tanto a dinâmica temporal como a dependência espacial. O estimador GMM Dinâmico de [Arellano e Bond \(1991a\)](#) foi adotado devido à persistência temporal do desempenho econômico. O método de [Arellano e Bond \(1991a\)](#) adota a primeira diferença das variáveis para remover os efeitos fixos que não variam no tempo e adiciona defasagens das variáveis endógenas como instrumentos internos. Esse procedimento garante eficiência em painéis em que o número de estados é maior que o horizonte de tempo.

Também foi adicionado o *Spatial Durbin Error Model* (SDEM) para corrigir a endogeneidade referente aos *spillovers* espaciais. [LeSage e Pace \(2009\)](#) relatam que o SDEM é robusto mediante a omissão de variáveis que possuem padrão espacial, devido à modelagem da autocorrelação no termo de erro. Os estudos de [Elhorst \(2014\)](#) e [Baltagi et al. \(2003\)](#) alegam que caso o teste I de Moran capture a presença de dependência espacial nos resíduos do modelo estimado, devem ser adotados modelos espaciais para garantir eficiência estatística. Ao modelar o erro espacial, o SDEM previne que a variância não explicada afete os coeficientes de inclinação, gerando inferências mais eficientes a respeito do impacto da corrupção no desempenho econômico dos países da Europa.

Devido aos problemas enfrentados pelas estimações dos modelos tradicionais, tendo em vista a presença de efeitos espaciais nos dados, foram aplicados os testes robustos do multiplicador de Lagrange nas defasagens espaciais da variável dependente e no termo de erro

do modelo, conforme sugerido por [Elhorst \(2013\)](#). Esses testes foram realizados com o objetivo de determinar se é necessário considerar a dependência espacial nos modelos, tanto na variável dependente quanto no termo de erro. Foi constatada a presença de dependência espacial nos erros do modelo, devendo ser realizadas as estimações dos modelos espaciais apropriados para lidar com essa característica dos dados.

Existem duas categorias distintas de modelos de econometria espacial: os modelos de abrangência global e os modelos locais. A diferenciação entre eles ocorre tanto na escala de análise quanto no grau de generalização das interações espaciais consideradas. Os modelos globais de análise espacial concentram-se no estudo de unidades de análise em uma escala geográfica mais ampla. Eles buscam capturar padrões espaciais que ocorrem em determinadas unidades territoriais e que têm impacto em todas as outras unidades. Por isso, são conhecidos como modelos com *spillovers* globais. De outro modo, os modelos espaciais de efeitos locais têm como foco a análise em uma escala menor. Eles examinam as relações entre unidades específicas e suas respectivas unidades vizinhas. Esses modelos são caracterizados pela presença de *spillovers* locais, ou seja, efeitos espaciais que são limitados a interações entre unidades geograficamente próximas. Eles se concentram em identificar os efeitos que ocorrem em níveis locais e não necessariamente se propagam para além dessas áreas específicas.

De acordo com [LeSage \(2014\)](#), embora a maioria dos *spillovers* espaciais sejam locais, muitos estudos em economia regional consideram esses efeitos como globais tendo em vista a maior elegância econométrica atrelada a estes modelos. Caso ocorra dúvida em qual modelo adotar, deve-se realizar o teste de comparação bayesiana, que fornece informações do modelo preferível.

Para realizar as estimativas dos modelos de econometria espacial, necessitou-se de uma matriz de pesos espaciais. Sendo criadas as seguintes matrizes de pesos: rainha, que considera todos os vizinhos; torre, que considera apenas os vizinhos localizados nos vértices; e de distância inversa, que serviram para a realização das estimações de modelos espaciais.

As hipóteses desta pesquisa foram testadas por meio de dados em painel espacial dinâmico para 26 estados brasileiros (exceto DF) no período de 2009 a 2018 via estimadores de Quase-Máxima Verossimilhança.¹ O modelo da pesquisa corresponde a uma adaptação do modelo de [Paulo et al. \(2022\)](#), definido como:

$$y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \beta \psi_{t,i} + \gamma \kappa_{i,t} + \varrho \Omega_{i,t} + \sum_{j=4}^9 v_j X_{it} + \theta W \psi_{t,i} + \delta W \kappa_{i,t} + \zeta W \Omega_{i,t} + \sum_{j=13}^{18} W \phi_j X_{it} + \eta_i + \tau_t + \xi_t, \quad (2.4)$$

$$\xi_t = \lambda_t W \xi + \epsilon_{i,t}, \quad \epsilon_{i,t} \sim NID(0, \sigma^2) \quad (2.5)$$

¹ As estimações dos modelos espaciais foram obtidas por meio do pacote "sdpdth", inspirado nos trabalhos de [Yang \(2018\)](#) e [Wu e Matsuda \(2021\)](#)

Onde $y_{i,t}$ e $y_{i,t-1}$ são o logaritmo do crescimento do PIB per capita no estado i no tempo t e seu valor defasado, ρ é o parâmetro autorregressivo que mede a persistência no desempenho econômico, $\psi_{t,i}$, $\kappa_{i,t}$ e $\Omega_{i,t}$ são as variáveis explicativas (índice de corrupção, investimento e interação das respectivas variáveis), $\sum_{j=4}^9 v_j X_{it}$ são as variáveis (abertura econômica, governo, logaritmo da população e logaritmo da população²), β , γ e ϱ correspondem aos coeficientes de inclinação e λ_1 reflete o coeficiente espacial autorregressivo que mede a dependência espacial nos resíduos.

O termo $W\psi_{i,t}$ detém as dependências espaciais na corrupção, $W\kappa_{i,t}$ nos investimentos e $\Omega_{i,t}$ na interação entre corrupção e investimento dos estados vizinhos. Uma alteração em uma variável explicativa no estado i provoca um impacto direto (representado por β) no próprio estado e um impacto indireto (representado por θ) nos estados vizinhos. Por sua vez, o termo de erro $\xi_{i,t}$ possui três unidades: (i) η_i , engloba os efeitos fixos individuais de cada estado; (ii) τ_t , relacionado aos efeitos temporais comuns; e (iii) $\epsilon_{i,t}$, que diz respeito aos choques idiossincráticos.

2.4 Dados

A amostra corresponde às 26 unidades federativas do Brasil no período de 2009 a 2018, equivalente a um total de 260 observações. Os dados são disponibilizados de acordo com o quadro 2.1.

Quadro 2.1 – Descrição das variáveis.

Variável	Descrição	Fonte
PIB per capita	Produto Interno Bruto per capita estadual	IBGE
Índice de corrupção	Índice criado por análise multivariada a partir das variáveis valor e quantidade de processos julgados, Participação de cada estado no valor total dos processos julgados irregulares do Cadirreg e Participação de cada estado na quantidade de processos julgados irregulares do Cadirreg. Varia de 0 (menos corrupto) a 1 (mais corrupto) * 100	TCU
População	Tamanho da população estadual, mensurada em mil pessoas	IBGE
Investimento	(Formação bruta de capital fixo do Brasil / Quantidade de estabelecimentos no Brasil) * Quantidade de estabelecimentos em cada estado, mensurada em bilhões de reais	IBGE e RAIS
Capital humano	Proporção de trabalhadores com nível superior em relação ao total de vínculos	CAGED
Tamanho do governo	Dívida consolidada líquida/PIB	SICONFI e IBGE
Abertura econômica	(Exportações + Importações) / PIB	SECINT e IBGE

Fonte: Elaboração própria.

A partir do Quadro 2.1, observa-se que as variáveis PIB per capita e tamanho da população são obtidas junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), enquanto as variáveis investimento, tamanho do governo e abertura econômica utilizam, além do IBGE, respectivamente, a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), o Sistema de Informações

Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (SICONFI) e a Secretaria Especial de Comércio Exterior e Assuntos Internacionais (SECINT). O índice de corrupção é construído a partir de uma análise multivariada com base em dados do Tribunal de Contas da União (TCU), ao passo que o capital humano é mensurado segundo informações do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED).

O intuito das fiscalizações realizadas pelo TCU é averiguar a forma como os recursos públicos estão sendo utilizados, isto é, se sua aplicação ocorre em conformidade com a legislação e em benefício da sociedade. Todo agente que administra ou utiliza recursos públicos deve prestar contas, as quais são classificadas pelo TCU como regulares, regulares com ressalvas ou irregulares. Mais especificamente, a análise das contas pelo TCU leva em consideração critérios como legitimidade, legalidade, eficácia, eficiência e economicidade.

As contas classificadas como irregulares possuem algumas propriedades, como: i) omissão da prestação de contas; ii) gestão ilegítima, ilegal ou antieconômica dos recursos; iii) dano ao erário causado por gestão antieconômica ou ilegítima; e iv) desvios ou desfalques de recursos públicos ou descumprimento reincidente de determinações impostas pelo TCU.

A tabela 7 aborda a estatística descritiva das variáveis da pesquisa.

Tabela 7 – Estatística Descritiva das variáveis da pesquisa

Estatística	PIB	Corrupção	Invest.	Comércio	Dívida	População	Cap. Humano
Média	21.535	49,07	34,94	6,86%	9,65%	7,58	6,06%
SD	9.798	25,52	54,14	5,42%	6,78%	8,78	1,81%
Mínimo	8.058	0,00	0,79	0,13%	-4,61%	0,42	3,12%
Q25%	13.928	31,81	8,19	2,67%	4,64%	2,61	4,79%
Mediana	18.503	49,54	14,87	5,56%	8,05%	3,96	5,66%
Q75%	28.167	66,19	38,69	10,34%	13,27%	9,23	7,19%
Máximo	53.233	100,00	326,93	25,69%	34,58%	45,54	13,70%

Fonte: Elaboração própria.

A respeito da estatística descritiva, podemos acompanhar que o PIB per capita do Maranhão apresentou o valor mínimo de R\$ 8.057 em 2017, seguido do mesmo estado em 2018 (R\$ 8.172). A média de R\$ 21.535 girou em torno dos valores apresentados por Amazonas em 2014 e Goiás em 2015. O valor máximo de R\$ 53.233 foi disposto por São Paulo.

Tratando-se dos investimentos, representados pela formação bruta de capital fixo, o valor mínimo foi de 790 milhões de reais, referente ao estado de Roraima. A média foi de 34,94 bilhões de reais, valor em torno do apresentado por Goiás em 2014. Por sua vez, o valor máximo foi de 326,92 bilhões de reais no estado de São Paulo em 2014. Fazendo um paralelo entre os estados do Acre, Bahia e São Paulo, pertencentes a regiões e estilos econômicos distintos, podemos observar que o Acre registrou uma média de 2,41 bilhões de reais, com variações entre 1,20 e 3,27 bilhões. A Bahia apresentou uma média de 42,94 bilhões, com valores variando de 23,23 a 59,78 bilhões, enquanto São Paulo se destacou com a maior média de 258,02 bilhões, alcançando um máximo de 326,93 bilhões.

Na razão comércio/PIB do Acre, a participação do comércio no PIB teve uma média de 6,85%, variando de 0,12% a 16,96%. Na Bahia, a média foi de 9,16%, com flutuações entre 5,98% e 16,35%. Em São Paulo, a média foi ligeiramente superior, de 9,55%, com variações de 5,82% a 14,98%.

A variável de capital humano, representada pela proporção de trabalhadores com ensino superior em relação ao total de vínculos, apresentou o valor mínimo de 3,12% em Rondônia em 2010. Pernambuco em 2014 apresentou uma média de 6,06%, enquanto São Paulo em 2018 teve a maior média, 13,7%. Se tratando do índice de corrupção, que varia entre 0 e 1 em cada ano. O Acre registrou uma média de 49,07%, com variações extremas de 0% a 100%. Na Bahia, a média foi de 44,45%, com a mesma amplitude de variação. São Paulo teve o maior índice médio de corrupção, 55,60%, também variando de 0% a 100%. O Acre apresentou uma média populacional de 387,89 mil habitantes, com variações de 1,63 mil a 13,458 milhões. A Bahia teve uma média de 8,59 milhões de habitantes, com flutuações de 2,99 mil a 14,35 milhões, enquanto São Paulo, o estado mais populoso, registrou uma média de 41,02 milhões, com uma variação de 3,29 milhões a 13,45 milhões.

Em resumo, como esperado, São Paulo se destacou em relação aos demais estados nos indicadores de PIB per capita, investimento e comércio, demonstrando seu elevado potencial econômico. Tratando-se do Acre e da Bahia, estes apresentam desafios a serem superados em relação ao PIB per capita, embora os demais indicadores tenham se mantido relativamente estáveis.

2.5 Resultados

2.5.1 Índice de Corrupção

A partir dos dados referentes às contas julgadas irregulares, disponibilizados pelo TCU, foram elaborados, por meio de análise multivariada, os índices de corrupção para os estados brasileiros ao longo de todos os anos da amostra.

A tabela 8 aborda estatísticas descritivas do índice de corrupção em relação às regiões brasileiras, baseado em uma escala de 0 a 100, onde valores próximos a 100 indicam elevados níveis de corrupção. A região Nordeste destaca-se com as maiores médias (58,49) e medianas (57,83) de corrupção. A proximidade entre média e mediana indica que os estados possuem médias de corrupção próximas, apontando uma característica relevante da região. Cabe destaque também que o valor mínimo obtido no Nordeste (7,64) é superior aos registrados em outras regiões, reforçando a consistência dos valores mais elevados apresentados.

Por outro lado, o Sudeste apresentou a menor média (33,87) e mediana (22,90) entre todas as regiões. Porém, a elevada variabilidade dos dados, com desvio-padrão de 31,76, indicam uma dispersão considerável do índice de corrupção nos estados desta região, abrangendo tanto

Tabela 8 – Estatística descritiva do índice de corrupção por região

Região	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Norte	48,95	54,37	23,63	0,00	100,00
Nordeste	58,49	57,83	21,61	7,64	100,00
Sudeste	33,87	22,90	31,76	0,00	100,00
Sul	40,88	38,33	27,81	0,00	93,93
Centro-Oeste	41,55	42,71	14,56	16,70	88,19

Fonte: Elaboração própria.

casos de baixa quanto elevada corrupção, apontando desigualdades de atos corruptos entre seus estados.

As regiões Norte (48,95), Sul (40,88) e Centro-Oeste (41,55) indicaram níveis intermediários na média de corrupção, porém características distintas. O Norte apresentou uma mediana de 54,37, que é superior à média, sugerindo que, embora existam alguns estados com valores baixos, a maior parcela dos estados possui corrupção elevada, enquanto o Centro-Oeste possuiu um índice mais homogêneo entre os estados, com o menor desvio-padrão (14,56). Esta uniformidade pode indicar condições institucionais e padrões de governança mais transparentes internamente a região.

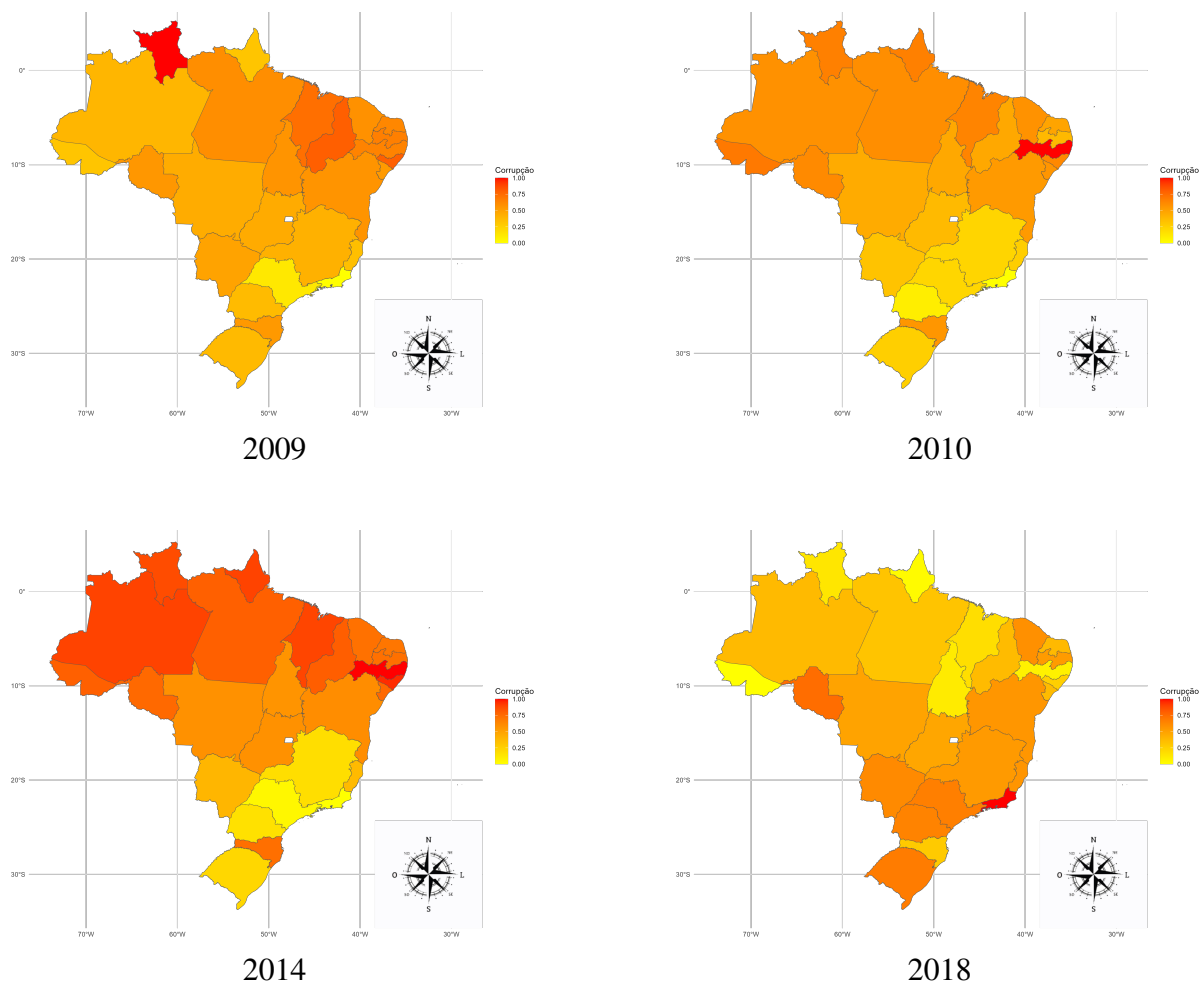
A figura 6 aborda os mapas do índice de corrupção dos estados brasileiros nos anos de 2009, 2010, 2014 e 2018, buscando avaliar as possíveis mudanças ao longo destes recortes. As regiões do mapa com cores mais escuras indicam que estas áreas contêm indícios maiores da presença de corrupção, enquanto as cores mais claras apontam níveis menores. O índice varia de modo que os estados com maiores indícios de corrupção recebem o valor um e as áreas com menores indícios recebem zero.

Em 2009, vários estados da região Nordeste e Norte lideraram o índice em termos nacionais, com destaque para Roraima (1,00), Alagoas (0,80) e Piauí (0,80). Por outro lado, os estados localizados no Sul e Sudeste apresentaram níveis menores de indícios de corrupção, contrastando de forma clara com o Norte e o Nordeste.

Em 2010, os estados do Norte e Nordeste ainda apresentaram em média mais indícios de corrupção, como Pernambuco (1,00), Acre (0,69) e Maranhão (0,64). No entanto, estados de outras regiões também passaram a apresentar áreas com maior índice de corrupção, como é o caso do Mato Grosso (0,45). Por sua vez, nota-se que o padrão espacial geral da corrupção persistiu entre os mapas de 2009 e 2010.

Ao observar o mapa de 2014, nota-se a continuidade da concentração da corrupção em torno dos estados do Norte e Nordeste, novamente concentrada em torno dos estados de Pernambuco (1,00), Acre (0,80) e Maranhão (0,89). Os estados do sul, sudeste e Centro-Oeste, embora em média com menores indícios de corrupção, tiveram importantes aumentos situados nos estados de Santa Catarina (0,73) e Mato Grosso (0,58).

Figura 6 – Distribuição espacial da corrupção nos estados brasileiros em 2009, 2010, 2014 e 2018.



Fonte: Elaboração própria.

E em relação a 2018, a consistência dos valores não foi novamente mantida em comparação com os demais anos analisados. Ou seja, os estados situados nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste passaram a apresentar áreas com maiores indícios de corrupção. Destacam-se os valores apresentados pelo Rio de Janeiro (1,00), pelo Rio Grande do Sul (0,68), por São Paulo (0,67) e pelo Paraná (0,65).).

De forma geral, apesar do cenário ter variado em 2018, na maior parte dos anos a presença de corrupção está situada em maior medida nos estados do Norte e Nordeste do país. Isso pode se dar por vários motivos, como: i) fatores socioeconômicos, conforme ([Acemoglu e Robinson \(2012\)](#)), que refletem distinções entre os níveis de pobreza, acesso a educação, desigualdade de renda; ii) fatores políticos, refletidos pelas estruturas de governança; e iii) fatores históricos, que remetem desde a colonização até o legado deixado para a população residente nestas áreas.

2.5.2 Estimação dos modelos

Os resultados da pesquisa buscaram avaliar os efeitos que a corrupção exerceu no crescimento econômico dos estados brasileiros no período de 2009 a 2018. Nesse sentido, tendo em vista a presença de endogeneidade espacial das observações, buscou-se aplicar o teste do Multiplicador de Lagrange, sendo comprovada a existência de autocorrelação espacial nos erros do modelo. Para tanto, foram estimados e abordados na tabela 8 os modelos de dados em painel dinâmico com e sem dependência espacial.

O modelo *Pooled* não leva em conta os efeitos específicos de cada estado e ano, além de não incorporar a dependência espacial nos dados. Outro modelo é o *Difference GMM*, proposto por Hou e Chen (2013), estimado por meio do método dos momentos generalizados com o uso de variáveis instrumentais, considerando os efeitos individuais em um único estágio. Além dos modelos supracitados, observou-se também o SLX, estimado com o *Difference GMM* em um único estágio e com efeitos individuais, mas com a adição das defasagens espaciais das variáveis explicativas, como sugere LeSage (2014).

E o principal modelo do estudo, o SDEM, que dentre os modelos abordados é o mais robusto, foi aplicado conforme LeSage (2014) e Yang (2018), com o acréscimo da defasagem espacial no termo de erro do modelo, quando comparado ao SLX. Tendo em vista que apenas o teste LM error robusto foi significativo estatisticamente ao nível de significância de 1%, existem evidências de defasagem espacial nos termos de erro do modelo, devendo ser devidamente modelada. Nesse sentido, percebeu-se que o SDEM é mais consistente e consequentemente apropriado que o SLX.

A respeito dos modelos GMM e SLX, foi realizado o teste de Sargan-Hansen e obtidos respectivamente os p-valores de $0.99 > 0.05$ e $0.49 > 0.05$, não podendo rejeitar a hipótese de instrumentos aplicados válidos. No teste de Arellano-Bond para duas defasagens, tendo em vista os p-valores respectivos de $0.87 > 0.05$ e $0.92 > 0.05$, os dois modelos rejeitaram a hipótese de autocorrelação serial dos resíduos. E a partir do teste de Wald, dados os p-valores próximos a zero, foram verificados nos modelos *Pooled*, GMM e SLX que não podemos rejeitar a hipótese de que ao menos um dos coeficientes é significativo estatisticamente.

Conforme os resultados do modelo SDEM, apresentados na Tabela 9, o PIB per capita demonstra persistência temporal. A relação positiva e significativa ao nível de significância de 1% entre o crescimento do PIB per capita e sua defasagem, corroborada por Sharma e Mitra (2019), indicou que o aumento de 1% no crescimento do PIB per capita dos estados vizinhos no ano anterior leva a um crescimento médio de cerca de 1% no PIB per capita dos países em análise.

Os resultados confirmaram uma relação negativa entre os níveis de corrupção e o desempenho econômico, em consonância com os trabalhos de Gyimah-Brempong (2002), Attila (2008), Aidt (2009), D'Agostino et al. (2016), Haque e Kneller (2015), Gründler e Potrafke

Tabela 9 – Modelo espaciais dinâmicos de crescimento econômico para os estados brasileiros durante o período de 2009 a 2018.

Variáveis	<i>Pooled</i>	<i>GMM</i>	<i>SLX</i>	<i>SDEM</i>
ln(y)t-1	-0,456*** (-10,881)	-0,162** (-2,564)	-0,07 (-0,84)	1,000*** (69,250)
Corrupção	-0,018** (-2,219)	-0,019** (-1,999)	-0,018* (-1,756)	-0,038** (-2,218)
Investimento	-0,006*** (-4,382)	0,055*** (3,657)	0,066** (2,238)	-0,009 (-0,184)
Corr*Inv	0,000** (2,339)	0,000** (2,292)	0,000* (1,613)	0,000** (2,095)
Comercio	-0,007 (-0,331)	-0,009 (-0,124)	0,087 (1,507)	0,139** (2,127)
Governo	0,009 (0,667)	0,115** (2,199)	0,075 (1,040)	0,077 (1,096)
Ln_Pop	0,961*** (15,454)	1,392*** (10,579)	1,402*** (10,237)	1,083*** (5,081)
Ln_capital humano	0,073** (2,457)	0,037 (0,351)	-0,070 (-0,684)	-0,089 (-0,867)
Ln_capital humano ²	-0,000*** (-3,231)	0,000 (-0,978)	0,000 (0,716)	0,000 (0,775)
W_Corrupção			-0,021 (-1,206)	-0,076* (-1,846)
W_Investimento			-0,000 (-0,018)	0,082* (1,935)
W_Corr*Inv			0,000 (1,370)	0,000** (2,345)
W_Comercio			-0,023 (-0,219)	0,031 (0,300)
W_Governo			0,239** (2,504)	0,164 (1,097)
W_Pop			0,005 (-0,058)	-0,420* (-1,776)
W_Ln_capital humano			-0,018 (-0,683)	0,063 (1,030)
W_Ln_capital humano ²			0,000 (-1,558)	0,000 (-1,622)
Spatial Error				0,204** (2,037)
Intercepto	-7,073** (-2,535)			
Observações	259	208	208	
Sargan/Hansen		0.99	0.494	
Arellano-bond(2)		0.87	0.921	
Teste de Wald	0	0	0	

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: A variável dependente é o logaritmo do crescimento do PIB per capita deflacionado aos preços de 2018. Os asteriscos representam os níveis de significância do p-valor (*p < 0,1; ***p < 0,05; ****p < 0,01). Em todas as especificações foram adotados os erros padrão robustos à autocorrelação e heterocedasticidade de White. Os coeficientes sem a letra 'W' indicam os efeitos diretos das variáveis sobre a variável dependente. Já os coeficientes precedidos de 'W' revelam os efeitos indiretos, ou seja, a influência dos países vizinhos através da interação espacial.

(2019), Cieslik e Goczek (2018) e Sharma e Mitra (2019). As estimativas demonstraram que o aumento de um ponto no índice de corrupção está, em média, associado a uma redução de 3,8% na taxa de crescimento do PIB per capita dos estados brasileiros. As evidências reforçam a importância de políticas públicas voltadas à redução da corrupção, tanto para impulsionar o

crescimento econômico quanto para fortalecer a confiança dos agentes econômicos.

A variável de interação entre investimento e corrupção, conforme também observado por [Cieřlik e Goczek \(2018\)](#), indicou que o efeito do investimento sobre o crescimento do PIB per capita é amplificado em contextos marcados por maior corrupção. Esse fenômeno pode estar relacionado a fatores como menor burocracia em áreas mais corruptas e incentivos à realização de investimentos visando o desvio de recursos. Tratando-se dos coeficientes das demais variáveis explicativas, observou-se que um aumento de 10 pontos na razão entre comércio e PIB está associado a um crescimento médio de 1,39% na taxa do PIB per capita, enquanto um incremento de 1% na população resulta, em média, em um aumento de 1,083% na taxa de crescimento econômico dos estados brasileiros.

A influência espacial da corrupção, ou seja, a corrupção nos estados vizinhos, também apresentou impacto negativo, em que o acréscimo de 1 ponto no índice de corrupção dos estados vizinhos está associado a uma redução média de 7,6% na taxa de crescimento econômico. Em contrapartida, a defasagem espacial dos investimentos foi positiva e estatisticamente significativa (nível de 10%), indicando que um aumento de 1% nos investimentos dos estados vizinhos está relacionado a um crescimento médio de 0,82% nos estados analisados.

Os efeitos indiretos, medidos pelas defasagens espaciais da interação entre corrupção e investimento, mostraram que os investimentos, quando potencializados pela corrupção nos estados vizinhos, também contribuem positivamente para o crescimento econômico local. Esse resultado sugere a existência de efeitos de transbordamento regional, em que os investimentos influenciam não apenas o estado de origem, mas também seus vizinhos.

Outra variável com efeito espacial significativo foi a população. A elevação de 1% na população dos estados vizinhos está, em média, associada a uma redução de 4,20% na taxa de crescimento do PIB per capita. Por fim, o termo de erro espacial apresentou sinal positivo e significância estatística ao nível de 1%, evidenciando uma correlação entre os erros dos estados e os de seus vizinhos, o que reforça a presença de dependência espacial no modelo.

Em suma, os resultados indicaram que tanto os efeitos locais quanto os efeitos espaciais da corrupção exercem influência significativa sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros. Diante disso, torna-se evidente a necessidade de políticas públicas integradas e coordenadas entre os entes federativos, uma vez que ações isoladas podem não ser eficazes para conter os efeitos negativos da corrupção sobre a renda e o desenvolvimento regional.

2.6 Heterogeneidade e Robustez

2.6.1 Heterogeneidade

Com o intuito de promover uma análise comparativa entre subamostras da pesquisa, tentando capturar alguma heterogeneidade nos dados, foram desagregadas duas classes de

modelos (*Pooled* e GMM) para observações do Norte e Nordeste versus Sul, Sudeste e Centro-Oeste e para os estados brasileiros abaixo e acima da mediana da corrupção durante o período de 2009 a 2018.

A tabela 10 aborda os modelos dinâmicos para os grupos de estados. Foi identificada pelo sinal negativo na defasagem espacial e no tempo do crescimento econômico a presença de convergência regional, ou seja, os estados que menos cresceram no passado agora crescem mais e vice-versa.

Tabela 10 – Modelos dinâmicos de crescimento econômico para os estados brasileiros durante o período de 2009 a 2018.

Variáveis	Norte e Nordeste		Sul, Sudeste e Centro-oeste	
	<i>Pooled</i>	GMM	<i>Pooled</i>	GMM
$\ln(y)_{t-1}$	-0.242*** (-2.698)	-0.246*** (-3.648)	-0.142* (-1.815)	0.042 (0.401)
Corrupção	-0.022** (-2.116)	-0.015 (-1.453)	-0.024 (-1.038)	-0.041 (-1.444)
Investimento	-0.009*** (-4.060)	0.045** (2.575)	-0.001 (-0.317)	0.079*** (3.506)
Corr*Inv	0.0001 (1.562)	0.00005 (1.074)	0.0001** (2.000)	0.0001** (2.052)
Comércio	-0.012 (-0.381)	0.013 (0.147)	0.008 (0.208)	0.019 (0.298)
Governo	0.012 (0.727)	0.083 (1.518)	-0.052** (-2.129)	0.176** (2.171)
Ln_Pop	0.990*** (11.735)	1.474*** (8.772)	0.760*** (7.943)	1.177*** (7.815)
Ln_capital humano	0.134*** (3.444)	0.024 (0.215)	0.059* (1.828)	0.041 (0.765)
Ln_capital humano ²	-0.0004*** (-3.994)	-0.0002 (-0.705)	-0.0002*** (-3.094)	-0.0003*** (-2.611)
Intercepto	-12.491*** (-3.239)		-6.151* (-1.680)	
Observações	159	128	99	80
Sargan/Hansen		0.99		0.99
Arellano-bond(2)		0.60		0.47
Teste de Wald	0	0	0	0

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: A variável dependente é o logaritmo do crescimento do PIB per capita deflacionado aos preços de 2018. Os asteriscos representam os níveis de significância do p-valor (*p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01). Em todas as especificações foram adotados os erros padrão robustos á autocorrelação e heterocedasticidade de White.

Tratando-se da influência da corrupção no crescimento econômico, essa relação apenas foi significativa estatisticamente para o grupo de estados do Norte e Nordeste no modelo *Pooled*, em que a cada aumento de 1 ponto no índice de corrupção a taxa de crescimento econômico dos estados brasileiros é reduzida em cerca de 2,2%.

A tabela 11 engloba os modelos referentes aos grupos de estados com índice de corrupção abaixo e acima da mediana.

Tabela 11 – Modelos dinâmicos de crescimento econômico para os estados brasileiros com corrupção abaixo e acima da mediana durante o período de 2009 a 2018.

Variáveis	Acima da mediana		Abaixo da mediana	
	<i>Pooled</i>	GMM	<i>Pooled</i>	GMM
ln(y)t-1	-0.125 (-1.606)	-0.212* (-1.816)	-0.036 (-0.338)	-0.031 (-0.258)
Corrupção	-0.034 (-1.399)	0.007 (0.236)	-0.021 (-0.898)	-0.105*** (-3.032)
Investimento	-0.011* (-1.910)	0.012 (0.336)	-0.004* (-1.959)	0.054** (2.143)
Corr*Inv	0.0001* (1.750)	-0.0001 (-0.657)	0.00002 (0.296)	0.0004** (2.406)
Comércio	0.010 (0.362)	0.234 (1.478)	-0.023 (-1.009)	-0.284* (-1.660)
Governo	0.036* (1.975)	0.234*** (2.720)	-0.040 (-1.445)	-0.040 (-0.184)
Ln_Pop	0.838*** (8.277)	1.174*** (5.340)	0.899*** (8.250)	1.318*** (7.236)
Ln_capital humano)	0.079* (1.783)	0.389 (1.340)	0.047 (0.932)	-0.258 (-0.978)
Ln_(capital humano ²)	-0.0003** (-2.080)	-0.001 (-1.546)	-0.0002 (-1.493)	0.001 (0.745)
Intercepto	-7.448 (-1.613)		-5.186 (-0.929)	
Observações	129	130	129	130
Sargan/Hansen		0.99		0.99
Arellano-bond(2)		0.25		0.21
Teste de Wald	0	0	0	0

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: A variável dependente é o logaritmo do crescimento do PIB per capita deflacionado aos preços de 2018. Os asteriscos representam os níveis de significância do p-valor (*p < 0,1; ***p < 0,05; ****p < 0,01). Em todas as especificações foram adotados os erros padrão robustos à autocorrelação e heterocedasticidade de White.

A respeito da relação entre corrupção e taxa de crescimento econômico, observou-se uma relação significativa estatisticamente no modelo GMM para os estados abaixo da mediana. A cada aumento de 1 ponto no índice de corrupção a taxa de crescimento econômico dos estados brasileiros é reduzida em cerca de 10,5%.

2.6.2 Robustez

Com o intuito de fornecer uma maior robustez às estimativas da pesquisa, na Tabela 12 são apresentadas algumas relações que a corrupção exerce com outras variáveis da sociedade, pertencentes a áreas como a social (pobreza), a educacional (IDEB), a da saúde (mortalidade de crianças de até 5 anos) e a econômica (consumo de energia elétrica). Além dos modelos 1, 2, 3 e 4, também foi averiguada a influência que os salários do setor público podem exercer sobre os níveis de corrupção nos estados brasileiros.

Em relação ao modelo 1, observa-se uma relação inversa entre o consumo de energia elétrica e a corrupção. Ou seja, a difusão da corrupção entre os estados brasileiros, em média, reduz a atividade econômica dessas unidades, refletida no menor consumo de energia elétrica. Tendo em vista a relação direta entre PIB per capita e consumo de energia elétrica, apontada por

Kraft e Kraft (1978) e Stern (2000), bem como a relação inversa entre corrupção e desempenho econômico evidenciada por Haque e Kneller (2015), D'Agostino et al. (2016), Cieřlik e Goczek (2018), Gründler e Potrafke (2019), Sharma e Mitra (2019) e Paulo et al. (2022), esperava-se que o coeficiente da corrupção fosse negativo, como de fato ocorreu.

Tabela 12 – Relação da corrupção com as variáveis consumo de energia, pobreza, IDEB, mortalidade de crianças de até 5 anos e salários do setor público no período de 2009 a 2018.

	Variável dependente				
	Ln_energia_p (1)	Pobreza (2)	IDEB (3)	Mortalidade_5 (4)	Corrupção (5)
Ln_energia _{t-1})	0.859*** (21.699)				
Pobreza _{t-1}		0.881*** (25.261)			
IDEB _{t-2}			0.466*** (4.794)		
Mortalidade_5 _{t-1}				0.794*** (15.615)	
Corrupção _{t-1}					0.197*** (3.378)
Corrupção	-0.001*** (-3.282)	0.143*** (3.799)	-0.005*** (-2.800)	0.011** (1.977)	
Ln_salários					-23.751*** (-2.904)
Constante	0.280*** (4.088)	3.037 (1.178)	2.704*** (5.976)	3.286*** (3.423)	228.864*** (3.401)
Teste de Wald	1025.428	463.922	416.013	610.324	391.142
p-valor (Wald)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Observações	259	259	129	259	259
R ²	0.788	0.827	0.307	0.655	0.070
R ² ajustado	0.787	0.825	0.297	0.653	0.062

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Os asteriscos representam os níveis de significância do p-valor (*p < 0,1; ***p < 0,05; ****p < 0,01). Em todas as especificações foram adotados os erros padrão robustos à autocorrelação e heterocedasticidade de White.

No que se refere ao modelo 2, observou-se uma relação direta entre corrupção e pobreza. A corrupção afeta negativamente o progresso econômico e, ao mesmo tempo, estimula o aumento da pobreza. Além disso, conforme argumentam Acemoglu e Robinson (2012), países mais pobres tendem a apresentar instituições frágeis, geralmente dominadas por elites, que limitam o progresso econômico dessas regiões. Na mesma linha, Gyimah-Brempong (2002) e Olaoye (2022) destacam que países mais pobres são mais vulneráveis à corrupção.

Quanto ao modelo 3, verificou-se uma relação inversa entre corrupção e Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB), indicando que a corrupção deteriora a qualidade da educação básica nos estados brasileiros. Esse resultado está em consonância com os estudos de Eicher et al. (2009) e Dridi (2014), os quais apontam que elevados níveis de corrupção reduzem

o acesso à educação.

No modelo 4, identificou-se uma relação direta entre corrupção e a mortalidade infantil de crianças com até 5 anos nos estados brasileiros. Os resultados são corroborados pelos estudos de [Gupta et al. \(2000\)](#), [Mauro \(1998\)](#), [Holmberg et al. \(2009\)](#) e [Pinzón-Rondón et al. \(2015\)](#), uma vez que países mais corruptos tendem a gastar proporcionalmente menos em saúde pública e, conseqüentemente, apresentam maiores taxas de mortalidade infantil.

De modo geral, ao longo dos modelos 1, 2, 3 e 4, observa-se que a corrupção afetou negativamente diversas áreas da sociedade brasileira durante o período analisado, como a economia, a educação e a saúde. Nesse sentido, evidencia-se a necessidade de um controle mais efetivo da corrupção no Brasil, tendo em vista os múltiplos aspectos e áreas da sociedade que ela corrói, provocando a redução do potencial econômico e social do país.

No que diz respeito ao modelo 5, que buscou verificar a relação entre os baixos salários do setor público e a corrupção, observou-se uma relação inversa, indicando que salários mais elevados podem contribuir para a redução da corrupção. Em contrapartida, salários mais baixos podem estimular a busca por complementação de renda por meios ilícitos, elevando os níveis de corrupção nessas áreas, conforme apontado por [Montinola e Jackman \(2002\)](#) e [D'Agostino et al. \(2016\)](#).

A tabela 13 apresenta os testes de robustez do indicador de corrupção utilizado nesta pesquisa. Diante da indisponibilidade de índices de corrupção elaborados por instituições ou organizações renomadas para os estados brasileiros, optou-se por testar os efeitos da quantidade e do valor dos processos julgados irregulares pelo Tribunal de Contas da União (TCU), em termos per capita, bem como de suas respectivas participações na quantidade e no valor total dos processos no Brasil em cada ano, sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros.

Dentre os cinco indicadores de corrupção analisados, apenas o valor dos processos não apresentou significância estatística no modelo estimado, em consonância com [Méon e Sekkat \(2005\)](#), que aponta que o crescimento econômico é mais sensível à frequência da corrupção do que ao montante financeiro envolvido nos atos corruptos. As demais medidas alternativas de corrupção apresentaram coeficientes com sinal negativo, refletindo a relação esperada segundo a qual a corrupção desestimula o crescimento econômico, conforme evidenciado por [Mauro \(1995\)](#), [Haque e Kneller \(2015\)](#) e [Gründler e Potrafke \(2019\)](#), que argumentam que a corrupção distorce a alocação de recursos, desestimula investimentos produtivos e reduz a eficiência econômica.

De forma geral, confirma-se a robustez do indicador de corrupção adotado na pesquisa, demonstrando que, independentemente da forma de mensuração, seja por meio da quantidade ou do valor dos processos, a corrupção exerce impactos negativos e estatisticamente significativos sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros.

A partir da tabela 14, observam-se os valores correspondentes aos testes robustos de

Tabela 13 – Resultados das regressões para o crescimento do PIB per capita a partir de alguns indicadores alternativos de corrupção.

	<i>Variável dependente: ln_cresc_pib</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Ln_cresc_pib _{t-1}	-0.456*** (-12.728)	-0.466*** (-13.783)	-0.463*** (-13.443)	-0.477*** (-14.378)	-0.469*** (-13.560)
Corrupção	-0.018*** (-2.879)				
Q_processos		-0.041** (-2.354)			
V_processos			-0.0002 (-0.706)		
Part_q_processos				-0.202*** (-7.943)	
Part_v_processos					-0.012* (-1.772)
Ln_inv	-0.006*** (-5.257)	-0.005*** (-4.235)	-0.004*** (-4.368)	-0.001 (-1.112)	-0.004*** (-4.174)
Inv_corr	0.0001*** (3.416)	0.00001 (0.643)	0.00001 (0.957)	0.00002*** (2.623)	0.00001 (1.205)
Comércio_pib	-0.007 (-0.298)	-0.012 (-0.523)	0.001 (0.048)	-0.036* (-1.774)	-0.001 (-0.068)
Dívida_pib	0.009 (0.636)	0.009 (0.605)	0.011 (0.829)	0.0005 (0.042)	0.009 (0.673)
Ln_pop	0.961*** (16.298)	0.993*** (15.928)	0.968*** (15.833)	1.030*** (17.760)	0.976*** (15.846)
Ln_CH	0.073** (2.458)	0.063* (1.950)	0.079*** (2.579)	0.080** (2.026)	0.077** (2.480)
Ln_CH ²	-0.0003*** (-3.255)	-0.0002*** (-2.691)	-0.0003*** (-3.231)	-0.0003*** (-2.599)	-0.0003*** (-3.171)
Constante	-7.073** (-2.278)	-6.722** (-2.065)	-8.684*** (-2.850)	-8.696** (-2.378)	-8.504*** (-2.764)
Teste de Wald (F)	1025.428	463.922	416.013	610.324	391.142
p-valor (Wald)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Observações	259	259	259	259	259
R ²	0.584	0.582	0.576	0.622	0.579
R ² ajustado	0.569	0.567	0.561	0.608	0.564

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: Os asteriscos representam os níveis de significância do p-valor (*p < 0,1; ***p < 0,05; ***p < 0,01). Em todas as especificações foram adotados os erros padrão robustos à autocorrelação e heterocedasticidade de White.

defasagens espaciais no termo de erro do modelo e na variável crescimento econômico.²

Tabela 14 – Estimações dos teste de defasagens espaciais

Testes	LM	p-valor
RLM error	7.58	0.005
RLM lag	0.31	0.861

Fonte: Elaboração dos autores.

Os valores observados na tabela 14 apontam que, apesar dos termos de erro do modelo apresentarem dependência espacial, comprovada pelo p-valor menor que 0.05, o mesmo não ocorre com a defasagem espacial do crescimento econômico, a partir do p-valor de $0.86 > 0.05$, portanto, sem a presença de efeitos espaciais. Nesse sentido, os modelos espaciais indicados para a estimação são os que tratam a dependência nos termos de erro do modelo e descartam os que utilizam dependência espacial na variável dependente, tal como apontado por [Elhorst \(2010\)](#).

Com base nas recomendações de [LeSage \(2014\)](#), que indicam as estimações dos modelos SDM e SDEM, e tendo em vista que os testes RLM apontaram a presença de efeitos espaciais somente nos termos de erro do modelo, foram estimados os modelos da tabela 8, sendo o SDEM o mais completo.

2.7 Considerações finais

Com base em diversos estudos, como os de [Cieřlik e Goczek \(2018\)](#) e [Paulo et al. \(2022\)](#), esta pesquisa procurou formular a criação de um índice de corrupção para os estados brasileiros, por meio de análise multivariada, e posteriormente estimar, a partir de dados em painel espacial dinâmico, os efeitos que a corrupção e outras variáveis podem exercer no crescimento econômico dos estados brasileiros.

A corrupção tem sido amplamente associada a efeitos adversos sobre o crescimento econômico. Ela prejudica a eficiência, a produtividade e a confiança nas instituições, afetando negativamente o ambiente de negócios. As evidências esperadas indicam que os estados menos desenvolvidos economicamente apresentam maiores taxas de corrupção.

A respeito do modelo estimado da pesquisa, observou-se uma relação negativa entre corrupção e crescimento econômico dos estados brasileiros em todas as especificações adotadas. Por outro lado, os investimentos impulsionados pela corrupção apresentaram uma relação positiva com o crescimento econômico. Outros fatores que também contribuíram para a elevação do crescimento econômico foram o comércio e o tamanho da população.

Tratando-se das dificuldades enfrentadas no estudo, uma delas foi o baixo volume de unidades auditadas pelo TCU a nível nacional, gerando baixo nível de informações e consequentemente dificultando a formulação do índice de corrupção. E em relação às propostas de

² Estes testes são indicados por [Anselin et al. \(1996\)](#) e [Anselin et al. \(2008\)](#).

pesquisas futuras, pretende-se estender a discussão entre desempenho econômico e corrupção a partir da focalização de setores da economia.

Referências

- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. A. *Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity, and Poverty*. [S.l.]: Crown Books, 2012.
- ACEMOGLU, D.; VERDIER, T. The choice between market failures and corruption. *American Economic Review*, v. 91, n. 1, p. 194–211, 2000.
- AGHION, P.; DURLAUF, S. *Handbook of economic growth*. 1. ed. [S.l.]: Elsevier, 2005. v. 1.
- AIDT, T. Corruption, institutions, and economic development. *Oxford review of economic policy*, v. 25, n. 2, p. 271–291, 2009.
- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 1988.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association—lisa. *Geographical analysis*, v. 27, n. 2, p. 93–115, 1995.
- ANSELIN, L. et al. Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics*, v. 26, p. 77–104, 1996.
- ANSELIN, L.; GALLO, J. L.; JAYET, H. Spatial panel econometrics. In: MÁTYÁS, L.; SEVESTRE, P. (Ed.). *The Econometrics of Panel Data*. [S.l.]: Springer Verlag, 2008. p. 625–660.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, p. 277–292, 1991.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and application to employment equations. *Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, p. 277–297, 1991.
- ATTILA, J. Is corruption contagious? an econometric analysis. *Norwegian Institute of International Affairs (NUPI) Working Paper*, n. 742, 2008.
- BALTAGI, B. *Econometric analysis of panel data*. 3. ed. [S.l.]: John Wiley and Sons, 2005.
- BALTAGI, B. H.; ROKICKI, B. The spatial polish wage curve with gender effects: Evidence from the polish labour survey. *Regional Science and Urban Economics*, v. 49 C, p. 36–47, 2014.
- BALTAGI, B. H.; SONG, S. H.; KOH, W. Testing panel data regression models with spatial error correlation. *Journal of Econometrics*, v. 17, p. 123–150, 2003.
- Banco Interamericano de Desenvolvimento. *Gastos públicos ineficientes no Brasil chegam a 3,9% do PIB: estudo do BID*. 2019. Disponível em: <<https://www.iadb.org/pt-br/noticias/gastos-publicos-ineficientes-no-brasil-chegam-39-do-pib-estudo-do-bid>>.
- BILLGER, S.; GOEL, R. Do existing corruption levels matter in controlling corruption?: Cross-country quantile regression estimates. *Journal of Development Economics*, v. 90, n. 2, p. 299–305, 2009.

- BOND, S.; HOEFFLER, A.; TEMPLE, J. *GMM estimation of empirical growth models*. [S.l.], 2001.
- BORSKY, S.; KALKSCHMIED, K. Corruption in space: A closer look at the world's subnations. *European Journal of Political Economy*, v. 59, p. 400–422, 2019.
- CARRARO, A. et al. Proposta para a estimação da corrupção regional no brasil. *Política & Sociedade*, v. 14, n. 31, p. 326, 2015.
- CHIH, Y.-Y. et al. *A Spatial Analysis of Local Corruption on Foreign*. 2022. Available at SSRN 4203552.
- CIEŚLIK, A.; GOCZEK, L. Control of corruption, international investment, and economic growth—evidence from panel data. *World Development*, v. 103, p. 323–335, 2018.
- D'AGOSTINO, G.; DUNNE, P.; PIERONI, L. Government spending, corruption and economic growth. *World Development*, v. 84, p. 190–205, 2016.
- DANG, C.; LE, C. Spatio-temporal dependence of corruption in vietnam. *Applied Spatial Analysis and Policy*, p. 1–23, 2022.
- DIMITROVA-GRAJZL, V.; GRAJZL, P.; GUSE, A. J. Trust, perceptions of corruption, and demand for regulation: Evidence from post-socialist countries. *The Journal of Socio-Economics*, v. 41, n. 3, p. 292–303, 2012.
- DONFOUET, H.; WILTER, J.; MALIN, E. A spatial dynamic panel analysis of corruption. *Working paper Centro de Investigación en Economía y Administración*, 2013.
- DONFOUET, H. P. P.; JEANTY, P. W.; MALIN, E. Analysing spatial spillovers in corruption: A dynamic spatial panel data approach. *Papers in Regional Science*, v. 97, p. S63–S78, 2018.
- DRIDI, M. Corruption and economic growth: The transmission channels. *Journal of Economic Development*, v. 39, n. 2, p. 1–28, 2014.
- EICHER, T. S.; GARCÍA-PENALOSA, C.; YPERSELE, T. V. Education, corruption, and the distribution of income. *Journal of Economic Growth*, v. 14, n. 3, p. 205–231, 2009.
- ELHORST, J. Spatial panel models. In: *Handbook of regional science*. [S.l.]: Springer, 2013. p. 1637–1652.
- ELHORST, J. P. Applied spatial econometrics: raising the bar. *Spatial Economic Analysis*, v. 5, n. 1, p. 9–28, 2010.
- ELHORST, J. P. *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. [S.l.]: Springer, 2014.
- FERRAZ, C.; FINAN, F. Electoral accountability and corruption: Evidence from the audits of local governments. *American Economic Review*, v. 101, n. 4, p. 1274–1311, 2011.
- GOEL, R.; SAUNORIS, J. Global corruption and the shadow economy: spatial aspects. *Public Choice*, v. 161, p. 119–139, 2014.
- GOEL, R. K.; BUDAK, J. Corruption in transition economies: Effects of government size, country size, and economic reforms. *Journal of Economics and Finance*, v. 30, n. 2, p. 240–250, 2006.

- GOEL, R. K.; NELSON, M. A. Causes of corruption: History, geography and government. *Journal of Policy Modeling*, v. 32, n. 4, p. 433–447, 2010. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0161893810000347>>.
- GREENE, W. Fixed and random effects models for count data. *NYU Working Paper No. EC-07-16*, 2007.
- GRÜNDLER, K.; POTRAFKE, N. Corruption and economic growth: New empirical evidence. *European Journal of Political Economy*, v. 60, 2019.
- GUPTA, S.; DAVOODI, H. R.; TIONGSON, E. *Corruption and the provision of health care and education services*. [S.l.], 2000.
- GYIMAH-BREMpong, K. Corruption, economic growth, and income inequality in africa. *Economics of governance*, v. 3, p. 183–209, 2002.
- HAIR, J. F. et al. *Análise multivariada de dados*. [S.l.]: Bookman Editora, 2009.
- HANUSHEK, E.; WOESSMANN, L. Do better schools lead to more growth? cognitive skills, economic outcomes, and causation. *Journal of Economic Growth*, v. 17, p. 267–321, 2012.
- HAQUE, M.; KNELLER, R. Why does public investment fail to raise economic growth? the role of corruption. *The Manchester School*, v. 83, p. 623–651, 2015.
- HOLMBERG, S.; ROTHSTEIN, B.; NASIRITOUSI, N. Quality of government: What you get. *Annual Review of Political Science*, v. 12, p. 135–161, 2009.
- HOLMES, L. *Corruption: A Very Short Introduction*. Oxford: Oxford University Press, 2015.
- HOU, N.; CHEN, B. Military expenditure and economic growth in developing countries: Evidence from system gmm estimates. *Defence and Peace Economics*, v. 24, n. 3, p. 183–193, 2013.
- JAUREGUI, A.; HERIOT, K.; MITCHELL, D. Corruption and formal-sector entrepreneurship in a middle-income country: spatial analysis of firm births in the mexican states. *Small Business Economics*, v. 57, p. 1957–1972, 2021.
- KAUFMANN, D.; KRAAY, A.; MASTRUZZI, M. Governance matters iv: governance indicators for 1996-2004. *World Bank Policy Research Working Paper Series*, n. 3630, 2005.
- KHODAPANAH, M.; AL. et. Spatial spillover effects of corruption in asian countries: Spatial econometric approach. *Regional Science Policy & Practice*, v. 14, n. 4, p. 699–717, 2022.
- KRAFT, J.; KRAFT, A. On the relationship between energy and gnp. *Journal of Energy and Development*, v. 3, n. 2, p. 401–403, 1978.
- LESAGE, J. What regional scientists need to know about spatial econometrics. *Review of Regional Studies*, v. 44, n. 1, p. 13–32, 2014.
- LESAGE, J.; PACE, R. K. *Introduction to Spatial Econometrics*. [S.l.]: Chapman and Hall/CRC, 2009.
- MACHOSKI, E.; ARAUJO, J. de. Corruption in public health and its effects on the economic growth of brazilian municipalities. *The European Journal of Health Economics*, v. 21, n. 5, p. 669–687, 2020.

- MANKIW, G.; ROMER, D.; WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, p. 407–437, 1992.
- MARQUES, L. e. a. Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão de literatura. *Centro de estudos Macroeconômicos e Previsão, faculdade de Economia do Porto*, 2000.
- MAURO, P. Corruption and growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 110, p. 681–712, 1995.
- MAURO, P. The effects of corruption on growth, investment, and government expenditure: A cross-country analysis. In: ELLIOTT, K. (Ed.). *Corruption and the global economy*. [S.l.]: Institute for International Economics, 1997. p. 83–107.
- MAURO, P. Corruption and the composition of government expenditure. *Journal of Public Economics*, v. 69, p. 263–279, 1998.
- MÉON, P.-G.; SEKKAT, K. Does corruption grease or sand the wheels of growth? *Public Choice*, v. 122, n. 1-2, p. 69–97, 2005.
- MERTON, R. C. Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model. *Journal of Economic Theory*, v. 3, p. 373–413, 1971.
- MINGOTI, S. A. *Análise de dados através de métodos estatística multivariada: uma abordagem aplicada*. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2017.
- MO, P. Corruption and economic growth. *Journal of Comparative Economics*, v. 29, n. 1, p. 66–79, 2001.
- MONTINOLA, G.; JACKMAN, R. Sources of corruption: Cross-country study. *British Journal of Political Science*, v. 32, p. 147–170, 2002.
- MUTL, J.; PFAFFERMAYR, M. The hausman test in a cliff and ord panel model. *Econometrics Journal*, v. 14, p. 48–76, 2011.
- NOWAK, R. *Corruption and Transition Economies*. [S.l.], 2001.
- OLAOYE, O. Analysis of the prevalence of extreme poverty in africa south of the sahara: do geographical proximity and corruption spillovers matter? *Journal of Economic Studies*, 2022.
- ORTEGA, D.; FLORAX, R.; DELBECQ, B. Primary determinants and the spatial distribution of corruption. 2010.
- PAULO, L.; LIMA, R.; TIGRE, R. Corruption and economic growth in latin america and the caribbean. *Review of Development Economics*, v. 26, n. 2, p. 756–773, 2022.
- PINZÓN-RONDÓN, A. M. et al. Corruption, inequality, and infant mortality in low- and middle-income countries. *Social Science & Medicine*, v. 129, p. 1–9, 2015.
- POPESCU, A. I. et al. Corruption in europe: Recent developments. *CES Working Papers*, v. 6, n. 2A, p. 150–160, 2014.
- QUAH, D. T. Empirical cross-section dynamics in economic growth. *European Economic Review*, v. 40, n. 8, p. 1353–1375, 1997.
- REY, S. J.; MONTOURI, B. D. Us regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Regional Studies*, v. 33, n. 2, p. 143–156, 1999.

- RODRÍGUEZ-POSE, A.; GANAU, R. Institutions and the productivity challenge for european regions. *Journal of Economic Geography*, v. 22, n. 1, p. 1–25, 2021. Disponível em: <<https://academic.oup.com/joeg/article/22/1/1/6295750>>.
- SENNEWALD, K.; WAELDE, K. Ito's lemma and the bellman equation for poisson processes: An applied view. *Journal of Economics*, v. 89, n. 1, p. 1–36, 2006.
- SHARMA, C.; MITRA, A. Corruption and economic growth: Some new empirical evidence from a global sample. *Journal of International Development*, v. 31, n. 8, p. 691–719, 2019.
- SOLOW, R. A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65–94, 1956.
- SOUTHGATE, D. et al. Markets, institutions, and forestry: The consequences of timber trade liberalization in ecuador. *World Development*, v. 28, n. 11, p. 2005–2012, 2000.
- STERN, D. I. A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the us macroeconomy. *Energy Economics*, v. 22, n. 2, p. 267–283, 2000.
- SUNG, H. A convergence approach to the analysis of political corruption: A cross-national study. *Crime, Law and Social Change*, v. 38, p. 137–160, 2002.
- TANZI, V.; DAVOODI, H. Corruption, public investment, and growth. In: *The Welfare State, Public Investment, and Growth: Selected Papers from the 53rd Congress of the International Institute of Public Finance*. [S.l.]: Springer Japan, 1998. p. 41–60.
- TANZI, V.; DAVOODI, H. Corruption, growth, and public finances. In: *The Political Economy of Corruption*. [S.l.]: Routledge, 2001. p. 101–122.
- TANZI, V.; DAVOODI, H.; HAMID, R. Corruption, public investment, and growth. In: ABED, G.; GUPTA, S. (Ed.). *Governance, corruption, and economic performance*. [S.l.]: IMF, 2002. p. 280–299.
- TELLA, R. D.; MACCULLOCH, R. Why doesn't capitalism flow to poor countries? *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2009, p. 285–321, 2009.
- VEGA, S. H.; ELHORST, J. P. The slx model. *Journal of Regional Science*, v. 55, n. 3, p. 339–363, 2015.
- WEI, S. How taxing is corruption on international investors? *Review of Economics and Statistics*, v. 82, p. 1–11, 2000.
- WISEMAN, T. Us shadow economies, corruption, and entrepreneurship: State-level spatial relations. *Journal of Regional Analysis & Policy*, 2015. Forthcoming.
- WU, J.; MATSUDA, Y. A threshold extension of spatial dynamic panel model with fixed effects. *Journal of Spatial Econometrics*, v. 2, p. 1–30, 2021.
- YANG, Z. Unified m-estimation of fixed-effects spatial dynamic models with short panels. *Journal of Econometrics*, v. 205, n. 2, p. 423–447, 2018.

ANEXO A: Capítulo 1

Tabela 15 – Lista de países europeus da pesquisa

Países	
Albania	Lithuania
Armenia	Luxembourg
Austria	Moldova
Azerbaijan	Montenegro
Belarus	Netherlands
Belgium	North Macedonia
Bosnia and Herzegovina	Norway
Bulgaria	Poland
Croatia	Portugal
Czechia	Romania
Denmark	Russian Federation
Estonia	Serbia
Finland	Slovak Republic
France	Slovenia
Germany	Spain
Greece	Sweden
Hungary	Switzerland
Ireland	Turkiye
Italy	Ukraine
Latvia	United Kingdom

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 16 – Descrição das variáveis auxiliares ao modelo.

Variável	Descrição	Fonte
Gini	Medida de desigualdade de renda, situado entre 0 e 1, em que 1 é totalmente desigual e 0 é perfeitamente igual	Banco Mundial
Inflação	Inflação anual em porcentagem	Banco Mundial
Terra arável	Terra arável em porcentagem do total	Banco Mundial
Câmbio	Taxa de câmbio oficial (Moedas locais por US\$, média do ano)	Banco Mundial

Fonte: Elaboração dos autores.

ANEXO A: Capítulo 2

Tabela 17 – Quantidade de municípios sorteados por estado no período de 2009 a 2018

Estado	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Média
MG	21	22	14	7	7	7	10	6	10	7	11,1
SP	15	16	12	6	6	6	9	5	8	6	8,9
BA	15	14	10	6	5	5	7	6	7	2	7,7
RS	12	12	8	4	4	4	7	6	9	1	6,7
CE	9	8	8	7	4	4	7	5	5	6	6,3
PR	9	10	6	6	3	3	5	5	6	2	5,5
PE	9	8	6	5	3	3	5	6	4	3	5,2
RN	9	8	6	5	3	3	5	3	3	3	4,8
GO	6	6	6	2	3	3	7	8	6	1	4,8
PA	9	8	6	6	3	3	3	4	2	3	4,7
SC	6	8	4	2	2	2	5	4	5	4	4,2
MA	9	8	4	3	2	2	3	4	2	3	4,0
PB	9	8	4	4	2	2	3	4	3	1	4,0
PI	9	8	4	2	2	2	3	2	4	1	3,7
SE	3	3	4	3	2	2	4	5	4	1	3,1
AL	6	5	2	2	1	1	2	3	2	2	2,6
MT	3	4	4	2	2	2	2	3	2	1	2,5
ES	3	3	2	2	1	1	3	3	3	2	2,3
MS	3	4	2	2	1	1	3	3	2	1	2,2
RJ	3	3	2	2	1	1	2	4	1	1	2,0
TO	3	4	2	1	1	1	2	2	2	0	1,8
AM	3	3	1	1	1	0	1	1	1	1	1,3
RO	3	3	1	1	0	1	1	2	0	1	1,3
AP	2	1	0	1	1	0	2	1	1	1	1,0
RR	1	2	1	1	0	0	1	2	1	1	1,0
AC	0	1	1	0	0	1	1	2	1	1	0,8
Total	180	180	120	83	60	60	103	99	94	56	103,5

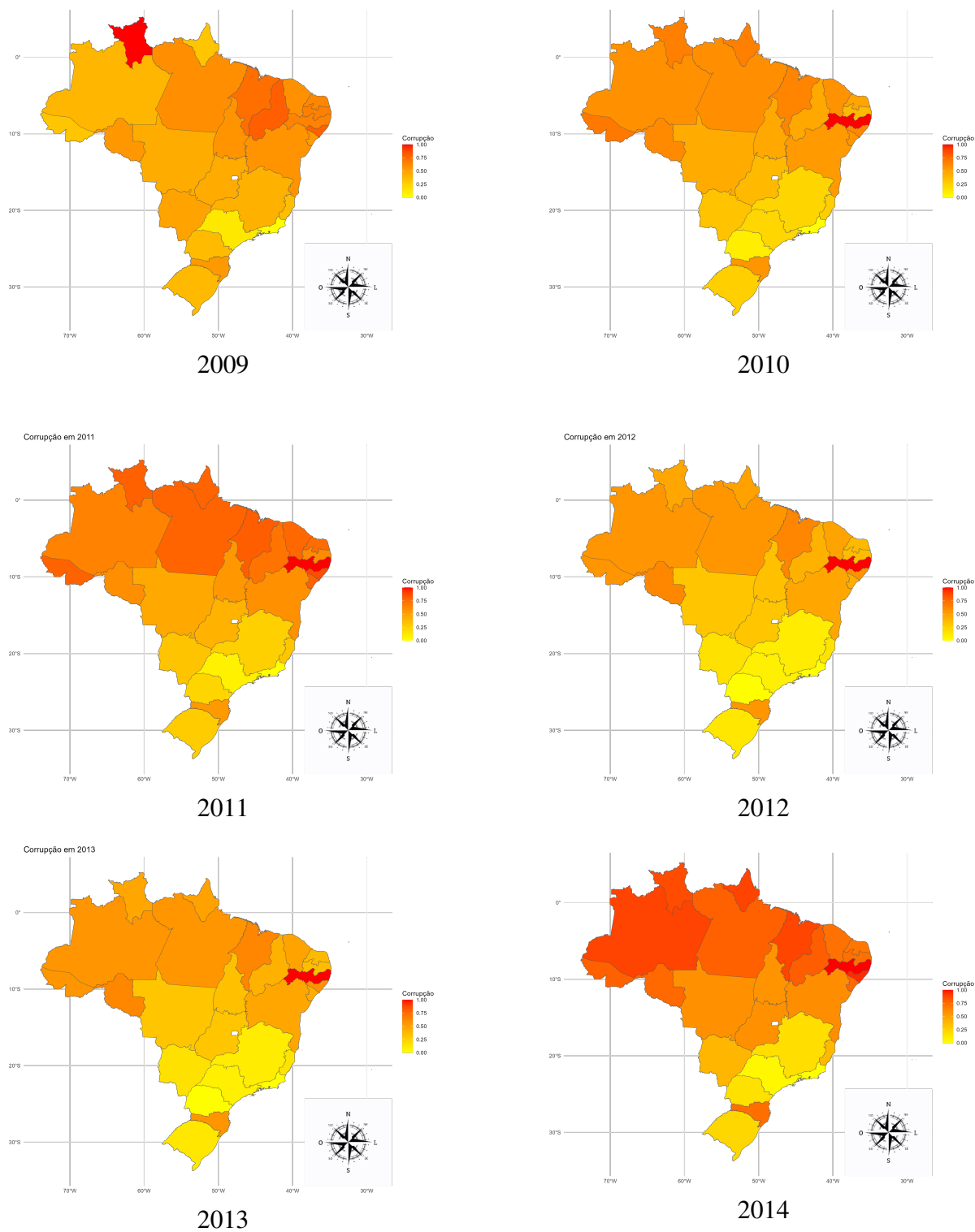
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Tribunal de Contas da União (TCU).

Tabela 18 – Índice de corrupção para os estados brasileiros no período de 2008 a 2018.

Estados	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
AC	0,57	0,32	0,69	0,78	0,56	0,56	0,80	0,45	0,00	0,44	0,00
AL	1,00	0,80	0,63	0,86	0,58	0,58	0,95	0,18	0,72	0,64	0,26
AM	0,40	0,39	0,58	0,65	0,56	0,56	0,89	0,32	0,35	0,61	0,38
AP	0,61	0,32	0,66	0,78	0,50	0,50	0,89	0,00	0,09	0,38	0,02
BA	0,67	0,56	0,54	0,59	0,48	0,48	0,60	0,53	0,81	0,44	0,56
CE	0,69	0,58	0,57	0,76	0,49	0,49	0,73	0,42	0,73	0,56	0,59
ES	0,44	0,35	0,27	0,31	0,15	0,15	0,38	0,62	0,60	0,28	0,56
GO	0,70	0,45	0,37	0,41	0,31	0,31	0,58	0,44	0,88	0,34	0,48
MA	0,88	0,73	0,64	0,80	0,63	0,63	0,89	0,28	0,78	0,63	0,18
MG	0,49	0,42	0,23	0,26	0,10	0,10	0,18	0,84	0,85	0,11	0,53
MS	0,36	0,49	0,32	0,32	0,17	0,17	0,40	0,50	0,55	0,21	0,62
MT	0,39	0,44	0,45	0,47	0,31	0,31	0,58	0,44	0,31	0,34	0,49
PA	0,82	0,59	0,60	0,78	0,56	0,56	0,79	0,35	0,68	0,54	0,32
PB	0,65	0,67	0,38	0,61	0,36	0,36	0,73	0,31	1,00	0,58	0,53
PE	0,93	0,65	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,20	0,78	1,00	0,08
PI	0,81	0,80	0,47	0,71	0,42	0,42	0,80	0,25	0,46	0,51	0,37
PR	0,17	0,37	0,10	0,23	0,00	0,00	0,16	0,83	0,91	0,05	0,65
RJ	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,99	0,73	0,15	1,00
RN	0,76	0,63	0,49	0,75	0,37	0,37	0,71	0,29	0,67	0,46	0,38
RO	0,71	0,55	0,61	0,59	0,63	0,63	0,76	0,37	0,32	0,53	0,75
RR	0,71	1,00	0,66	0,79	0,47	0,47	0,87	0,08	0,18	0,34	0,14
RS	0,45	0,37	0,26	0,28	0,13	0,13	0,22	0,73	0,94	0,00	0,68
SC	0,64	0,54	0,56	0,54	0,55	0,55	0,73	0,39	0,44	0,61	0,29
SE	0,62	0,54	0,56	0,79	0,44	0,44	0,76	0,19	0,70	0,41	0,37
SP	0,18	0,13	0,23	0,08	0,09	0,09	0,05	1,00	0,86	0,21	0,67
TO	0,49	0,57	0,47	0,54	0,34	0,34	0,57	0,32	0,11	0,35	0,11

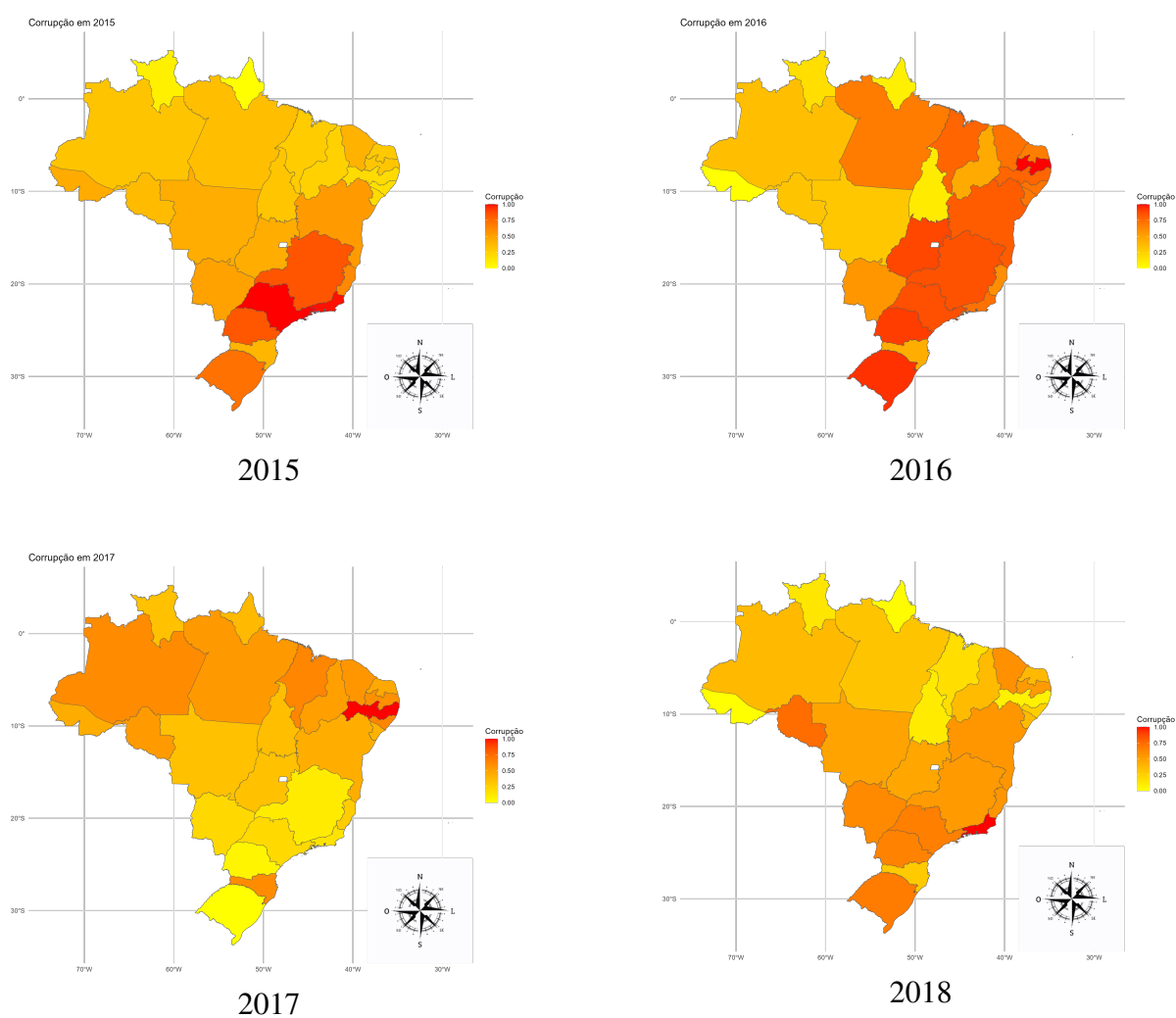
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Tribunal de Contas da União (TCU).

Figura 7 – Distribuição espacial do índice de corrupção nos estados brasileiros de 2009 a 2014.



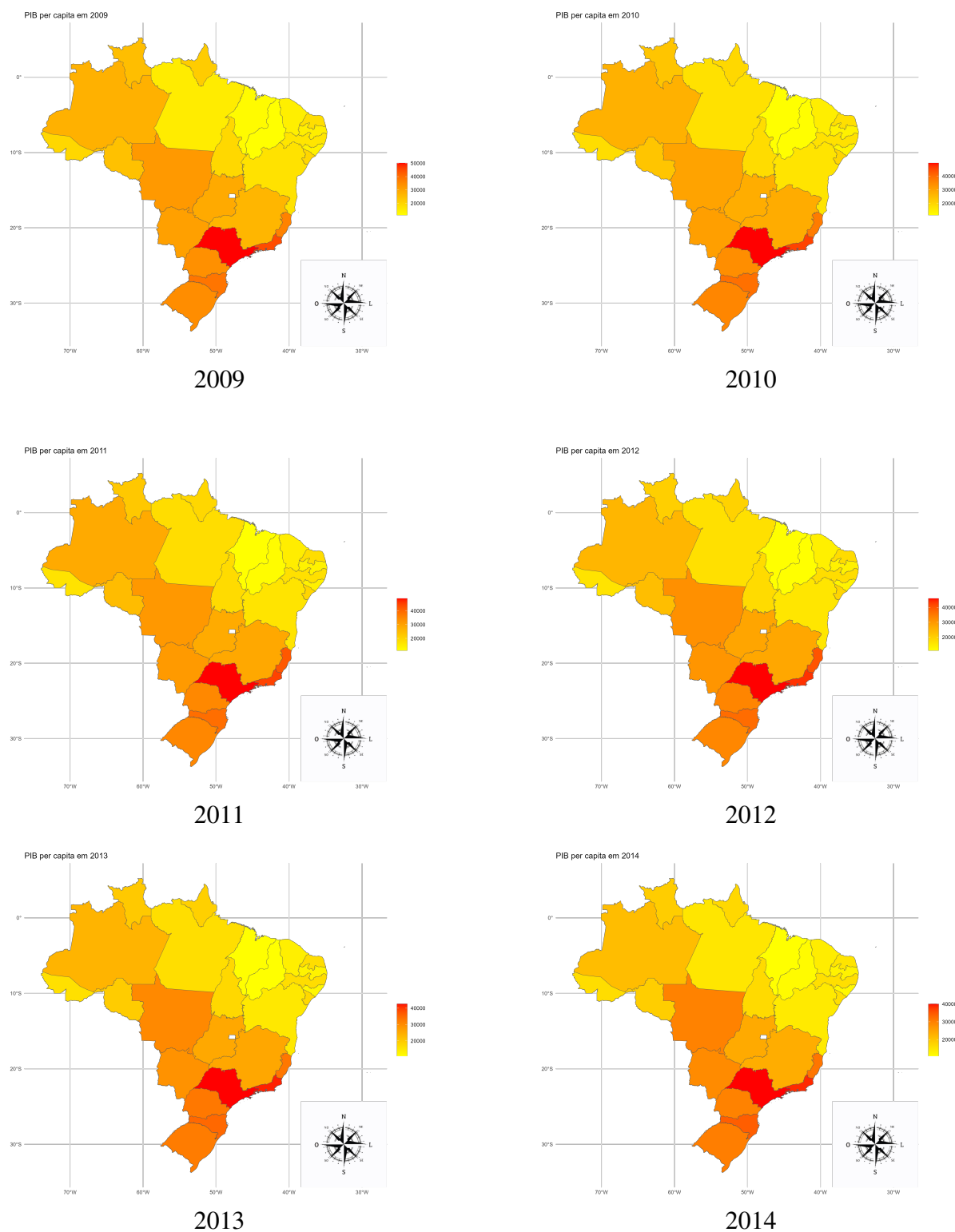
Fonte: Elaboração própria.
Nota: Valores corrigidos para o ano de 2018.

Figura 8 – Distribuição espacial do índice de corrupção nos estados brasileiros de 2015 a 2018.



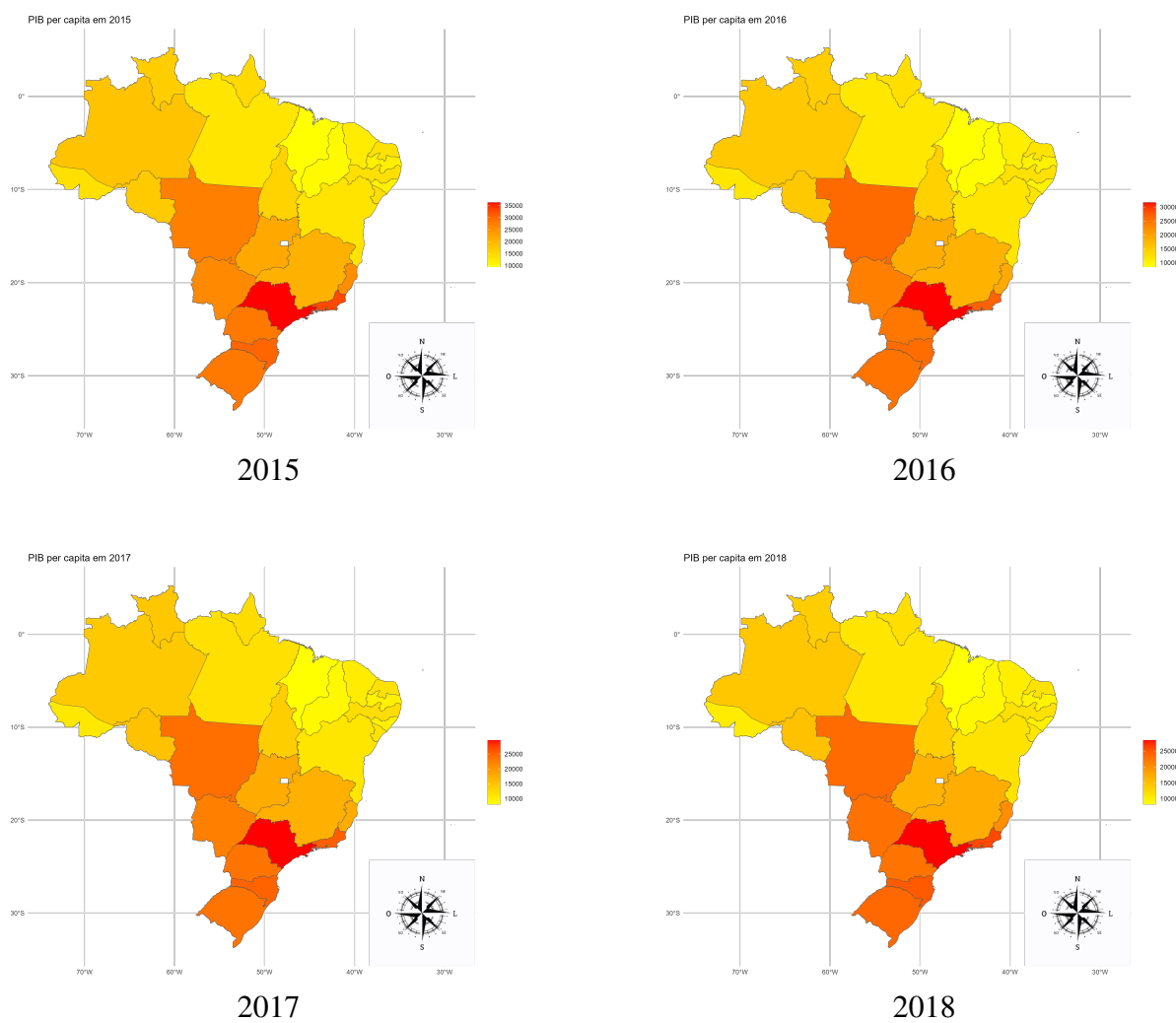
Fonte: Elaboração própria.
Nota: Valores corrigidos para o ano de 2018.

Figura 9 – Distribuição espacial do PIB per capita nos estados brasileiros de 2009 a 2014.



Fonte: Elaboração própria.
Nota: Valores corrigidos para o ano de 2018.

Figura 10 – Distribuição espacial do PIB per capita nos estados brasileiros de 2015 a 2018.



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Valores corrigidos para o ano de 2018.

Tabela 19 – Demais variáveis e suas fontes.

Variável	Descrição	Fonte
Energia	Consumo de energia elétrica per capita	Ministério de Minas e Energia (MME)
Pobreza	Quantidade de famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família a cada 1.000 pessoas	Ministério da Cidadania
IDEB	Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) – (Nota SAEB – Média Padronizada × Indicador de Rendimento)	Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais (Inep)
Mortalidade_5	Taxa de mortalidade em menores de 5 anos (óbitos por mil nascidos vivos)	IPEADATA
Salários	Valor da Remuneração Média dos Servidores Públicos Deflacionado aos Preços de 2018	Relação Anual de Informações Sociais (RAIS)

Fonte: Elaboração própria.