

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA  
CENTRO DE CIÊNCIAS NATURAIS E EXATAS  
CURSO DE ESPECIALIZAÇÃO EM ESTATÍSTICA E MODELAGEM  
QUANTITATIVA

**Wallace Lobato Siqueira**

**O EFEITO DOS GASTOS PÚBLICOS NOS ÓBITOS POR DOENÇAS  
CRÔNICAS NÃO TRANSMISSÍVEIS**

Santa Maria, RS  
2023

**Wallace Lobato Siqueira**

**O EFEITO DOS GASTOS PÚBLICOS NOS ÓBITOS POR DOENÇAS CRÔNICAS  
NÃO TRANSMISSÍVEIS**

Monografia apresentada ao Curso de Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para a obtenção do título de **Especialista em Estatística e Modelagem Quantitativa**.

Orientador: Dr. Adriano Mendonça Souza

Santa Maria, RS  
2023

**Wallace Lobato Siqueira**

**O EFEITO DOS GASTOS PÚBLICOS NOS ÓBITOS POR DOENÇAS CRÔNICAS  
NÃO TRANSMISSÍVEIS**

Monografia apresentada ao Curso de Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para a obtenção do título de **Especialista em Estatística e Modelagem Quantitativa**.

**Aprovado em 20 de março de 2023:**

---

**Adriano Mendonça Souza, Dr. (UFSM)**  
(Presidente/Orientador)

---

**Luciane Flores Jacobi, Dra. (UFSM)**

---

**Maria Micheliana da Costa Silva, Dra. (UFV)**

*Dedico a todos que contribuíram de alguma forma para que eu chegasse até aqui.*

*Em geral, nove décimos da nossa felicidade baseiam-se exclusivamente na saúde. Com ela, tudo se transforma em fonte de prazer.*  
(William Arthur Lewis)

## RESUMO

### O EFEITO DOS GASTOS PÚBLICOS NOS ÓBITOS POR DOENÇAS CRÔNICAS NÃO TRANSMISSÍVEIS

AUTOR: Wallace Lobato Siqueira  
ORIENTADOR: Adriano Mendonça Souza

Este estudo apresenta uma investigação sobre a existência de autocorrelação espacial dos óbitos por doenças crônicas não transmissíveis (DCNT) e estima os efeitos dos gastos públicos em saúde e educação nessas enfermidades no Brasil entre os anos de 2013 e 2019. Para isso, foram utilizados os dados do DataSUS, do Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (Siconfi) e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os resultados revelam uma redução na taxa de óbitos por DCNT no país, porém existem disparidades regionais, com destaque para as Regiões Norte e Nordeste, onde ocorreu um aumento nos óbitos por DCNT durante o período analisado. Os modelos desenvolvidos indicam uma relação positiva e significativa entre os gastos públicos em saúde e educação e a taxa de mortalidade por DCNT. Essa relação, aparentemente contraintuitiva, pode ser atribuída a fatores como diagnóstico tardio ou alocação ineficaz de recursos. Além disso, a análise revela a presença de autocorrelação espacial, indicando que os óbitos por DCNT em um município podem afetar as taxas em cidades vizinhas. Esse efeito de transbordamento ressalta a necessidade de considerar as interações espaciais na formulação de políticas de saúde.

**Palavras-chave:** Doenças Crônicas Não Transmissíveis. Gastos Públicos. Análise Exploratória de Dados Espaciais. Dados em Painel Espacial.

## ABSTRACT

### THE EFFECTS OF PUBLIC SPENDING ON DEATHS DUE TO NON-COMMUNICABLE DISEASES

AUTHOR: Wallace Lobato Siqueira  
ADVISOR: Adriano Mendonça Souza

This study presents an investigation into the existence of spatial autocorrelation in deaths from non-communicable diseases (NCDs) and estimates the effects of public expenditures on health and education related to these ailments in Brazil between the years 2013 and 2019. To achieve this, data from Department of Informatics of the Brazilian Unified Health System (DataSUS), the Brazilian Public Sector Accounting and Tax Information System (Siconfi) of National Treasury of Brazil and Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) were utilized. The findings reveal a reduction in the NCD-related death rate in the country, yet regional disparities exist, particularly notable in the North and Northeast regions, where NCD-related deaths increased during the analyzed period. The developed models indicate a positive and significant relationship between public spending on health and education and the mortality rate due to NCDs. This seemingly counterintuitive relationship can be attributed to factors such as delayed diagnosis or inefficient resource allocation. Furthermore, the analysis unveils the presence of spatial autocorrelation, signifying that NCD-related deaths in one municipality can impact rates in neighboring cities. This spillover effect underscores the necessity of considering spatial interactions when formulating health policies.

**Keywords:** Noncommunicable Diseases. Public Spending. Exploratory Spatial Data Analysis. Spatial Data Panel.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Incidência de óbitos por doenças crônicas não transmissíveis entre 1996-2019 no Brasil da população entre 30-69 anos .....	25
Figura 2 – Proporção de óbitos por doenças crônicas não transmissíveis entre 1996-2019 da população de menos de 70 anos de idade no Brasil e no mundo .....	26
Figura 3 – Incidência de óbitos por categoria das doenças crônicas não transmissíveis entre 2013-2019 .....	27
Figura 4 – Incidência de óbitos por doenças crônicas não transmissíveis entre 2013-2019 por municípios .....	28
Figura 5 – Evolução dos gastos públicos em educação, produção ambulatorial e hospitalares, <i>per capita</i> , entre 2013-2019 .....	29
Figura 6 – Índice de Moran local univariado dos óbitos por doenças crônicas não transmissíveis entre 2013-2019 .....	32



## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Hipóteses dos testes implementados.....	21
Tabela 2 – Descrição das variáveis utilizadas .....	23
Tabela 3 – Estatística descritiva .....	24
Tabela 4 – Quantidade de cidades por intervalo de óbitos por doenças crônicas não transmissíveis entre 2013-2019 por 100 mil habitantes.....	29
Tabela 5 – Índice de Moran global univariado da variável dependente para escolha da matriz de contiguidades.....	31
Tabela 6 – Quantidade de cidades por <i>clusters</i> .....	33
Tabela 7 – Resumo das estatísticas dos testes implementados.....	34
Tabela 8 – Resultados da regressão dos modelos.....	35

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>10</b>
<b>2</b>	<b>REFERENCIAL EMPÍRICO .....</b>	<b>12</b>
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA .....</b>	<b>17</b>
3.1	ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS .....	17
3.2	ESPECIFICAÇÃO DOS MODELOS ECONÔMICOS .....	19
3.3	TESTES ECONÔMICOS .....	20
3.4	FONTE E BASE DE DADOS .....	22
<b>4</b>	<b>ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....</b>	<b>24</b>
4.1	ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS .....	24
4.2	ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS .....	30
4.3	PROCEDIMENTOS ECONÔMICOS ESPACIAIS.....	34
4.4	RESULTADOS E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	35
<b>5</b>	<b>CONCLUSÃO .....</b>	<b>38</b>
	<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>40</b>
	<b>ANEXO A – ÍNDICE DE MORAN GLOBAL UNIVARIADO DOS RESÍDUOS DAS REGRESSÕES POR MQO UTILIZADOS NO CRITÉRIO DE BAUMONT .....</b>	<b>44</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A relação entre saúde e economia é indissociável, uma vez que a saúde impacta diretamente a produtividade dos indivíduos, o absenteísmo no trabalho e os gastos públicos. Além disso, a alimentação saudável e a prática regular de exercícios físicos desempenham um papel fundamental na promoção de uma melhor qualidade de vida (CUNHA; HECKMAN; SCHENNACH, 2010). No Brasil, diversas iniciativas de cuidado alimentar foram implementadas em diferentes esferas governamentais, abrangendo desde o cuidado com a alimentação pré e pós-natal até ações voltadas para a população escolar, trabalhadores e idosos. Nesse contexto, também foi criado o Programa Saúde da Família, com o objetivo de prevenir e monitorar doenças (SANTOS *et al.* 2015).

Ainda assim, 54,7% dos óbitos ocorridos em 2019 no Brasil foram por causas evitáveis, na população entre 30 e 69 anos de idade, provocado por doenças crônicas não transmissíveis (DCNT), relacionadas à má alimentação – principalmente pelo consumo de produtos hipercalóricos e ultraprocessados, tabagismo, ingestão excessiva de álcool e sedentarismo (WHO, 2022).

As DCNT constituem o grupo de doenças com maior incidência no mundo. Em 2019, 74% dos óbitos registrados no planeta foram desse grupo, enquanto no Brasil esse resultado foi de 76%. Os grupos mais vulneráveis da sociedade são os mais afetados por esse problema, pois possuem baixo acesso à renda e à escolaridade, além de maior exposição aos fatores de risco, como problemas de acesso à informação e/ou aos serviços de saúde (BAKER *et al.* 2020; WHO, 2022).

Malta *et al.* (2017) verificaram que os portadores de alguma DCNT utilizaram duas vezes mais o Sistema Único de Saúde (SUS) do que os que não têm a doença. Baker *et al.* (2020) apontaram que houve alta expansão do consumo de alimentos ultraprocessados em países desenvolvidos, afetando especialmente a população pobre e urbana. Enquanto, Becker e Siqueira (2022) identificaram que a regulação de restrição do comércio de alimentos hipercalóricos e com baixo teor nutritivo nas cantinas escolares evitou uma morte a cada 100 mil habitantes na faixa etária entre 5 e 14 anos e duas entre 15 e 19 anos.

A municipalização do sistema de saúde no Brasil, estabelecida em 2006 pelo Pacto pela Saúde, é fundamentada na divisão de responsabilidades entre o governo federal, estados e municípios. De acordo com a convenção entre as partes, 50% do financiamento é de responsabilidade do governo federal, enquanto o restante é compartilhado entre os estados e municípios. Essa descentralização foi motivada pela necessidade de uma gestão mais próxima

da realidade local e das demandas específicas de cada região, o que deve permitir uma maior eficiência e adequação dos serviços de saúde (BRASIL, 2006).

Essa abordagem descentralizada é especialmente relevante em um país de dimensões continentais como o Brasil, pois as necessidades de saúde e os desafios enfrentados pelas comunidades podem variar significativamente entre diferentes regiões. Ao envolver os municípios na gestão e implementação do sistema de saúde, busca-se garantir maior equidade e efetividade nas ações voltadas para a promoção da saúde e prevenção de doenças em todo o território nacional.

Uma evidência do benefício da municipalização pode ser observada no estudo de Rosenberger *et al.* (2005), nos Estados Unidos da América, que verificou o efeito de transbordamento espacial dos gastos em saúde entre cidades vizinhas. Isso indica que as variações nas despesas com saúde em um determinado município podem afetar os resultados de saúde em cidades próximas. Assim, a autonomia concedida aos gestores municipais de saúde no Brasil permitiu a adaptação das políticas de saúde às particularidades de cada localidade, podendo repercutir positivamente na saúde das populações vizinhas também.

Nesse contexto, este estudo tem como objetivo analisar os efeitos dos gastos públicos em saúde e educação na incidência dos óbitos por causas evitáveis. Para isso, utilizou-se a metodologia de análise exploratória de dados espaciais (AEDE) e a estimação de um painel de dados espaciais por efeitos fixos com os dados do DataSUS – sendo do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM), do Sistema de Informações Ambulatoriais (SIA) e do Sistema de Informações Hospitalares (SIH), bem como do Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (Siconfi) e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no período entre 2013 e 2019.

Este estudo é justificado pela relevância de compreender como os gastos públicos podem influenciar a mortalidade por causas evitáveis, proporcionando informações valiosas para o desenvolvimento de políticas públicas eficazes. Isso permitirá a alocação estratégica de recursos, fornecendo evidências importantes para fundamentar decisões dos *policymakers* e direcionar investimentos para regiões e áreas prioritárias. Pois, a promoção da saúde consiste em prevenir e controlar DCNT e enfrentar os desafios relacionados à saúde pública, buscando a melhoria contínua do bem-estar da sociedade brasileira.

Esse estudo encontra-se estruturado em cinco capítulos, sendo o primeiro composto por esta introdução; o Capítulo 2 contempla o referencial empírico; no Capítulo 3, aborda-se a os métodos adotados; no Capítulo 4 realiza-se a apresentação e a análise dos resultados obtidos; e por fim no quinto capítulo, tem-se a conclusão a respeito dos resultados obtidos.

## 2 REFERENCIAL EMPÍRICO

A promoção da qualidade de vida e a prevenção de DCNT têm sido uma preocupação central do Ministério da Saúde (MS), que tem adotado medidas para cuidar da população. Dentre essas medidas, destaca-se a criação de leis voltadas para a qualidade nutricional da alimentação escolar e a elaboração do Guia Alimentar para a População Brasileira (2014), que oferece orientações sobre a escolha de alimentos e combinações para a absorção eficiente de nutrientes.

Becker e Siqueira (2022) realizaram uma análise do impacto das regulações estaduais sobre alimentos hipercalóricos e açucarados nas mortes por DCNT no Brasil, entre 2003 e 2018, na população em idade escolar, utilizando o método de diferenças em diferenças. Os resultados indicam que a restrição de venda desses alimentos nas cantinas escolares contribuiu para a redução de um óbito na faixa etária de 5-14 anos e dois na de 15-19 anos a cada 100 mil habitantes. Esses resultados, mesmo modestos, são significativos e relevantes, dado que os efeitos das políticas de saúde tendem a ser de longo prazo.

Recine e Vasconcellos (2011) traçaram um panorama das políticas de alimentação voltadas para a saúde coletiva, ressaltando a importância da segurança alimentar e nutricional como um direito humano fundamental. Eles evidenciaram a necessidade de medidas que vão além de ações educativas, como regulação de acesso e de publicidade, acompanhamento individual e coletivo por profissionais de nutrição, visando a construção de uma saúde pública mais eficaz.

Malta *et al.* (2016) detalharam as ações do Plano de Ações Estratégicas para o Enfrentamento das DCNT até 2015 no Brasil. O plano buscou reduzir a incidência de doenças cardiovasculares, neoplasias, doenças respiratórias crônicas e diabetes até 2022, por meio de políticas que incluíssem restrições a alimentos hipercalóricos, incentivos ao consumo de produtos *in natura* e acordos com empresas alimentícias para redução de sal. Apesar dessas ações, houve um aumento na prevalência de sobrepeso, obesidade e diabetes no país neste período, ressaltando a complexidade da problemática.

Em 2017, outro estudo destacou a relação entre as DCNT e o acesso aos serviços de saúde no Brasil. Utilizando dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2013, a análise demonstrou que indivíduos portadores de DCNT buscaram os serviços de saúde com o dobro da frequência daqueles que não apresentavam tais agravos, principalmente entre aqueles com níveis educacionais mais baixos (MALTA *et al.* 2017). Malta *et al.* (2017) enfatizam a

importância de implementar políticas inclusivas e de oferecer atendimento diferenciado às populações mais vulneráveis.

Ao analisar a tendência de mortalidade por DCNT entre 2000 e 2013, Malta *et al.* (2019) evidenciaram uma redução na taxa média de mortalidade prematura em 2,5% ao ano. Essa diminuição é um passo em direção ao cumprimento das metas estabelecidas pela Organização das Nações Unidas para redução de mortes prematuras, ressaltando a relevância das políticas de saúde no alcance dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável. Ainda assim, no período, 72,6% das mortes registradas em 2013 foram atribuídas a causas evitáveis, ou seja, por alguma DCNT, sendo dessas: 29,7% por doenças cardiovasculares, neoplasias 16,8%, 5,9% doenças respiratórias crônicas e diabetes 5,1%.

Pereira *et al.* (2017) investigaram fatores de risco para DCNT entre adolescentes de uma amostra de alunos de 10 a 17 anos contidos no programa Saúde e Prevenção na Escola do município de Imperatriz - MA entre 2014 e 2015, por meio de questionários e avaliação antropométrica empregando a estatística de Qui-quadrado ( $\chi^2$ ). Os resultados apontaram que dos alunos amostrados 64% consumiam guloseimas, 47% refrigerantes e 28-51% alimentos hipercalóricos. Também se observou que cerca de 27% dos estudantes não praticavam exercícios físicos, 13% foram identificados com sobrepeso ou obesidade e 9% com desnutrição. Cabe ressaltar que a má alimentação e o sedentarismo são associados ao sobrepeso, obesidade e desnutrição, destacando a necessidade de intervenções voltadas para essa faixa etária.

Analisando o ambiente alimentar das escolas em 124 municípios brasileiros, utilizando o Estudo Nacional de Riscos Cardiovasculares em Adolescentes (ERICA) entre 2013 e 2014 por meio da estatística  $\chi^2$ , Carmo *et al.* (2018) relataram que: apenas 8% das escolas particulares ofereciam merenda escolar, enquanto na rede pública a oferta é universalizada (98,15%); observou-se que 35,7% das escolas públicas ofertavam doces e refrigerantes (34,9%) e alimentos fritos (40,6%), enquanto nas escolas particulares foram 79,7%, 75,2% e 93,2%, respectivamente. Constatou-se, ainda, que 25% da amostra de escolas particulares havia propagandas de alimentos hipercalóricos, o que é proibido por lei. Essa constatação evidencia a importância de políticas mais rigorosas e fiscalização para promover um ambiente escolar mais saudável e combater o ambiente obesogênico.

Esses resultados também apontam para um ambiente com maior propensão a incidência de DCNT na vida adulta. Pois as preferências e hábitos alimentares são adquiridos durante a primeira infância e são ratificados durante a vida sob os fatores genéticos, culturais, ambientais e emocionais, consolidando-se a partir da oferta e disponibilidade de alimentos

(FISCHER, 2018, CUNHA; HECKMAN; SCHENNACH, 2010). Logo, evoca-se a importância de políticas de segurança alimentar e saúde preventiva, pois podem promover qualidade de vida saudável desde os primeiros anos.

Baker *et al.* (2020) analisaram a transição nutricional e o consumo de alimentos ultraprocessados nas cinco regiões do mundo. Os autores identificaram um expressivo aumento no consumo de alimentos ultraprocessados em países desenvolvidos e de renda média, sobretudo entre a população pobre e urbana. É notório que a regulamentação dessa transição foi escassa e, quando implementada, frequentemente encontrou resistência por parte da indústria alimentícia, prejudicando assim a efetividade dos esforços na promoção de um padrão de consumo mais consciente. Além disso, observou-se uma correlação direta entre a comercialização desses alimentos e a prevalência de DCNT.

Camargos *et al.* (2019) analisaram a expectativa de vida livre de incapacidade funcional nas regiões do Brasil em dois períodos, utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1998 e da PNS de 2013, empregando o método de Sullivan. Os resultados revelaram um aumento significativo na expectativa de vida da população brasileira, especialmente nas regiões Sul e Sudeste, onde os indivíduos vivem mais anos e com saúde por período maior que a média. No entanto, esses avanços não foram igualmente expressivos nas regiões Norte e Centro-Oeste.

Assunção e França (2020) se dedicaram a investigar os fatores ocupacionais que exercem maior impacto nas DCNT no contexto brasileiro, utilizando dados do *Global Burden of Disease* (GBD) entre os anos de 1990 e 2016, por meio de análises descritivas. Os resultados evidenciaram que tanto na faixa etária de 15 a 49 anos quanto na faixa de 50 a 69 anos, a hipertensão arterial, o colesterol elevado, a hiperglicemia e a insuficiente ingestão de fibras, frutas e vegetais emergiram como principais causas associadas à incapacidade, aposentadoria precoce e óbitos prematuros no Brasil.

Finaret e Masters (2019) realizaram uma revisão teórica e empírica sobre os impactos das políticas alimentares em diversos países, focando a intersecção entre economia e nutrição. As conclusões enfatizaram a eficácia de programas e iniciativas governamentais na promoção da saúde da população. Adicionalmente, o estudo destacou que a alimentação inadequada não somente prejudica o crescimento infantil, mas também compromete o desenvolvimento cognitivo e o potencial de capital humano. É relevante ressaltar que a disponibilidade de alimentos saudáveis exerce uma influência tão importante quanto o aumento da renda, uma vez que a melhoria da qualidade alimentar afeta diretamente as condições de saúde.

Li *et al.* (2006) investigaram o risco de doenças cardiovasculares em relação aos níveis de Índice de Massa Corporal (IMC) e à relação cintura-quadril (RCQ) na população de 45 a 73 anos em Malmö, Suécia, utilizando métodos estatísticos de regressão linear, regressão logística e análise multivariada com dados do *Malmö Diet and Cancer*. Os resultados apontaram que os níveis elevados de IMC e RCQ são preditores significativos do risco de doenças cardiovasculares, particularmente no caso das mulheres, estando associados a uma maior prevalência de hipertensão e diabetes.

Silva, Souza e Balbinotto Neto (2019) examinaram a relação entre obesidade e rendimentos do trabalho por gênero no Brasil, empregando dados da PNS de 2013. Por meio de regressões quantílicas e do método de pareamento, identificaram uma associação positiva e significativa entre o peso corporal e os salários dos homens. No entanto, ao considerar o pareamento de indivíduos com características semelhantes, exceto pelo grau de obesidade, os resultados demonstraram um impacto negativo e significativo nos salários tanto para homens quanto para mulheres obesos. Isso ressalta que a obesidade não apenas aumenta o risco de DCNT, mas também pode impactar adversamente os rendimentos do trabalho.

Everson *et al.* (2002) evidenciaram a relação entre o nível socioeconômico e seu efeito na depressão, DCNT e obesidade nos Estados Unidos da América. Os autores constataram que os efeitos dessa relação são mais acentuados nas camadas socioeconômicas mais baixas, particularmente entre os jovens, persistindo ao longo da vida. Vale salientar que essa desvantagem econômica é acumulativa e torna os indivíduos mais suscetíveis a problemas de saúde futuros.

Moura, Carvalho e Silva (2007) investigaram o impacto das DCNT na concessão de auxílio-doença e aposentadoria por invalidez em Recife - PE, no período de 2000 a 2002, empregando dados do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) por meio de estatística descritiva. Os resultados destacaram que a hipertensão arterial e o diabetes tipo mellitus foram as principais causas para a concessão de auxílio-doença, enquanto as doenças vasculares, o diabetes e o câncer desempenharam papel determinante nas aposentadorias por invalidez. Cerca de 70% dos benefícios por doença foram destinados a indivíduos com idades entre 17 e 48 anos, destacando a influência das DCNT na população em idade economicamente ativa. Importante destacar que as DCNT representaram aproximadamente 35% dos benefícios totais concedidos, possivelmente associados às dificuldades de acesso aos serviços de saúde locais.

Santos *et al.* (2015) analisaram as aposentadorias por incapacidade entre os servidores municipais de Uberlândia - MG, entre 1990 e 2009, utilizando dados do INSS, da Junta Oficial de Inspeção Médica do Município e da Divisão de Engenharia, Segurança e Medicina



do Trabalho. Os resultados revelaram que 70,3% das aposentadorias por invalidez estavam relacionadas a uma ou mais DCNT, com 46% desses casos ocorrendo em indivíduos com menos de 50 anos de idade, ou seja, em idade economicamente ativa. Outro estudo examinou as perdas de produtividade decorrentes do absenteísmo e da aposentadoria precoce devido a problemas de saúde no Brasil, e concluiu que os custos econômicos atingiram 8,7% do Produto Interno Bruto (PIB) em 2015 (RASMUSSEN; SWEENY; SHEEHAN, 2015).

Macewan, Alston e Okrent (2014) analisaram os custos da obesidade para os gastos públicos em saúde nos Estados Unidos da América, empregando regressão de dados em painel em dois estágios entre 2007 e 2009. Os resultados demonstraram uma relação significativa entre a prevalência de obesidade e os gastos públicos com saúde, chegando a US\$ 166,2 bilhões em 2009, representando 15% dos gastos públicos totais com saúde naquele ano.

Rosenberger *et al.* (2005) estimaram as relações entre os custos de saúde, sedentarismo e obesidade em West Virginia (Estados Unidos da América), utilizando regressão espacial com dados de 55 cidades. Os resultados indicaram uma correlação positiva entre os gastos com saúde e a presença de centros de tratamento cardíaco, assim como com a população acima de 65 anos. Por outro lado, observou-se uma correlação negativa com a proximidade com outros estados, o que pode ter facilitado o acesso ao sistema de saúde nas regiões vizinhas. O sedentarismo apresentou correlação negativa com o nível educacional das pessoas com mais de 25 anos e com a disponibilidade de parques públicos. A obesidade foi associada positivamente ao sedentarismo. Todos os modelos apresentaram um efeito de *spillover* positivo e significativo, indicando que as variações nos gastos de saúde, sedentarismo e obesidade em uma cidade afetam essas mesmas variáveis nas cidades vizinhas, além de um impacto direto na própria cidade. Esse fenômeno pode contribuir para explicar a epidemia global da obesidade.

Com base neste capítulo, fica evidente que a alimentação inadequada e o sedentarismo são fatores críticos que impactam diretamente a probabilidade de desenvolver uma ou mais DCNT ao longo da vida, afetando desde o desenvolvimento cognitivo até os rendimentos do trabalho, além de estar associado a aposentadorias precoces e óbitos prematuros. O próximo capítulo discutirá a metodologia adotada e os dados utilizados nesta pesquisa.

### 3 METODOLOGIA

Neste capítulo, são apresentadas as principais abordagens metodológicas que orientam este estudo, abrangendo a análise exploratória de dados espaciais, o método de dados em painel espacial, os testes empregados e a base de dados utilizada.

#### 3.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

A análise exploratória de dados espaciais (AEDE) é a abordagem metodológica utilizada para examinar como a autocorrelação espacial interage com a base de dados e informações (ALMEIDA, 2012). No contexto deste estudo, a AEDE é empregada para investigar como a incidência de óbitos por DCNT afetam tanto a região à qual o município pertence, quanto são afetados pelas cidades próximas. Para isso, dois conceitos fundamentais são necessários: matrizes de pesos espaciais e os métodos de verificação da autocorrelação, sendo o índice de Moran global e local univariados.

A autocorrelação espacial pode manifestar-se de diversas maneiras<sup>1</sup>. Neste estudo, utilizou-se as matrizes espaciais com pesos do tipo contiguidades (baseada na proximidade entre unidades) e  $k$  vizinhos (com  $k$  variando de 1 a  $24^2$ ). Para a criação dos mapas, utilizou-se a matriz georreferenciada disponibilizada pelo IBGE (2023), a fim de observar as interconexões entre municípios. Nesse contexto, a matriz indica um caso o município tenha alguma conexão com outro e zero caso contrário (ALMEIDA, 2012; CLIFF; ORD, 1981).

As matrizes de pesos espaciais foram construídas utilizando as noções empregadas no jogo de xadrez, a fim de simular o deslocamento das peças. Foram utilizadas três matrizes de contiguidade: rainha, torre e  $k$  vizinhos. A matriz do tipo rainha considera qualquer tipo de contiguidade entre municípios, enquanto a matriz do tipo torre considera apenas as conexões mais contundentes, e a matriz tipo  $k$  vizinhos considera todas as conexões até 24 vizinhos próximos – inclusive “vizinho de vizinhos” (ALMEIDA, 2012). A seleção da matriz de pesos espaciais adequada a ser utilizada foi feita com base na estatística do índice de Moran global univariado (STAKHOVYCH; BIJMOLT, 2009).

O índice de Moran global univariado ( $I$ ) é usado para avaliar como a taxa de óbitos por DCNT interagem com o ambiente, considerando a existência de dependência espacial

---

<sup>1</sup> Para mais informações vide Almeida (2012).

<sup>2</sup> O máximo de contiguidades municipais observadas no território brasileiro são vinte e três.

entre os municípios. O índice mede a proporção de desvios em relação à média da autocorrelação espacial e varia entre  $-1 < I < 1$ . Um valor próximo de zero indica ausência de dependência espacial, enquanto um valor mais próximo de um indica autocorrelação espacial, podendo ser positiva ou negativa (ALMEIDA, 2012). O índice é representado por:

$$I = \left( \frac{n}{\sum_{i=1}^n W_{ij}} \right) \left( \frac{(\text{DCNT})'W(\text{DCNT})}{(\text{DCNT})'(\text{DCNT})} \right) \quad (1)$$

em que  $I$  é o índice de Moran global univariado;  $n$  é o número de unidades espaciais (sendo neste estudo 5570 cidades);  $\sum_{i=1}^n W_{ij}$  o somatório dos elementos da matriz de pesos espaciais  $W$ , pelo qual  $j$  denota os valores das cidades vizinhas próximas a  $i$ ; e DCNT o vetor que representam a taxa de óbitos por doenças crônicas não transmissíveis por 100 mil habitantes.

O índice de Moran local univariado ( $I_i$ ) calcula a autocorrelação espacial específica para cada cidade em relação às demais, permitindo a identificação e análise da formação de agrupamentos e do comportamento dessas concentrações. O  $I_i$  classifica a dependência espacial em quatro categorias: alto-alto (AA), quando valores elevados estão próximos uns dos outros; baixo-baixo (BB), quando valores baixos estão próximos entre si; alto-baixo (AB), quando uma cidade apresentando alta taxa de incidência de DCNT, por exemplo, está localizada em uma região com baixa proporção de ocorrências; e baixo-alto (BA), quando um município com baixa prevalência está contíguo a cidades com altas taxas de DCNT.

Valores de  $I_i$  maior do que zero indicam similaridade entre as unidades (AA, BB), menores que zero disparidades (AB e BA), e um valor igual a zero indica ausência de *clusters*. A equação dessa estatística é representada por:

$$I_i = (\text{DCNT}_i) \sum_{j=1}^J W_{ij}(\text{DCNT}_j) \quad (2)$$

em que  $I_i$  é o índice de Moran local univariado;  $\text{DCNT}_i$  é a taxa de óbitos por DCNT por 100 mil habitantes na cidade  $i$ ;  $\text{DCNT}_j$  o valor da observação na região próxima à  $i$ ; sendo  $\sum_{j=1}^J W_{ij}(\text{DCNT}_j)$  o somatório dos elementos da matriz de contiguidade  $W$  multiplicado pelo vetor de observações nas contiguidades da região  $i$  (ALMEIDA, 2012).

A verificação da existência do comportamento espacial dos dados é importante, pois, conforme observado por Rosenberger *et al.* (2005), as DCNT podem se correlacionar com o meio ambiente, justificando a realização do teste empírico para o Brasil. Caso não se comprove a presença do comportamento espacial nos dados, a metodologia econométrica linear clássica seria empregada.

### 3.2 ESPECIFICAÇÃO DOS MODELOS ECONOMETRICOS

Dada a existência do comportamento espacial nos dados, o método clássico pode levar a viés e inconsistência, o que justifica a necessidade de métodos e modelos que levem em consideração essa particularidade. Assim, são especificados modelos econométricos de dados em painel espacial, que, assim como os modelos clássicos, podem ser divididos em efeitos fixos (EF) e efeitos aleatórios (EA). E o teste de Hausman é utilizado para selecionar o tipo de efeito não observado (EF ou EA) mais adequado para a estimação do modelo (GREENE, 2012).

O primeiro modelo é o clássico de dados em painel com EF, que é especificado da seguinte forma:

$$DCNT_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

em que  $DCNT_{it}$  é o vetor da variável dependente, no município  $i$  no ano  $t$ , sendo  $i = 1, 2, 3, \dots, 5570$  e  $t = 2013, 2014, 2015, 2016, 2017, 2018, 2019$ ;  $\alpha_i$  reporta os efeitos fixos da unidade  $i$ ;  $X_{it}$  o vetor das variáveis independentes;  $\beta$  é o vetor transposto de parâmetros; e  $\varepsilon_{it}$  o termo de erro do modelo aleatoriamente distribuído.

Já o modelo clássico de dados em painel com EA pode ser definido da seguinte maneira:

$$DCNT_{it} = \beta X_{it} + \xi_{it} \quad (4)$$

$$\xi_{it} = \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

em que  $\xi_{it}$  é o termo de erro do modelo; e  $\omega_i$  reporta os efeitos aleatórios.

No entanto, o modelo clássico de dados em painel não considera a autocorrelação espacial. Portanto, para superar essa limitação, são apresentados alguns modelos de dados em painel espacial, a saber: SLX, SAR, SEM e SAC. Cabe ressaltar que os modelos mencionados a seguir são abordados de maneira geral e incorporam os efeitos não observados, ou seja, tanto os EF quanto os EA. Em seguida, será realizado um teste de Hausman para determinar a abordagem mais adequada para tratar os efeitos não observados.

O modelo *Spatial Model with Lag in X* (SLX) incorpora a defasagem espacial apenas nas variáveis independentes e é especificado como:

$$DCNT_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \theta W_i X_{it} + \xi_{it} \quad (6)$$

em que  $\theta$  é o parâmetro que captura a dependência espacial das variáveis independentes e  $W_i$  representa a matriz de ponderação espacial (ELHORST, 2014).

O modelo *Spatial Autoregressive Model* (SAR) capta a dependência espacial defasando a variável dependente e pode ser descrito por:

$$DCNT_{it} = \alpha_i + \rho W_i DCNT_{it} + \beta X_{it} + \xi_{it} \quad (7)$$

em que  $\rho$  é o parâmetro que reporta o efeito do quanto uma variação na taxa média de óbitos por DCNT de uma cidade pode afetar os municípios vizinhos (ELHORST, 2014).

O modelo *Spatial Error Model* (SEM) considera a possibilidade de interações espaciais entre variáveis não observadas, as quais estão incorporadas no termo de erro, representado por:

$$DCNT_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \xi_{it} \quad (8)$$

$$\xi_{it} = \lambda W_j \xi_{it} + \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

em que  $\lambda$  reflete a dependência espacial do termo de erro, representando efeitos não modelados ou a ausência de variáveis mensuráveis disponíveis (ELHORST, 2014).

O modelo *Spatial Autoregressive* (SAC) é uma extensão do SAR e do SEM, ou seja, considera tanto a defasagem espacial da variável dependente quanto do termo de erro, e pode ser especificado da seguinte forma:

$$DCNT_{it} = \alpha_i + \rho W_i DCNT_{it} + \beta X_{it} + \xi_{it} \quad (10)$$

$$\xi_{it} = \lambda W_i \xi_{it} + \omega_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

Esses modelos têm como objetivo verificar empiricamente evidências de correlação entre os óbitos por DCNT e os gastos públicos com saúde e educação, incluindo a possibilidade de interação espacial entre os municípios. Cabe ressaltar que a estimação dos modelos foi realizada utilizando o método de máxima verossimilhança.

### 3.3 TESTES ECONOMETRÍCOS

Após a construção dos modelos, procede-se à sua especificação, realizando-se testes para garantir o melhor ajuste possível. Inicialmente, realiza-se o teste de Chow, que compara o modelo *pooled*<sup>3</sup> e o de efeitos fixos, e o teste de Breusch-Pagan, que contrasta o modelo *pooled* com o modelo de efeitos aleatórios. Caso esses testes indiquem a presença de efeitos não observáveis (EF e EA), são então realizados os testes de Hausman e Hausman robusto (1978), que comparam as estimativas dos modelos de EA e EF, por meio de comparação para determinar o modelo mais adequado (GREENE, 2012).

---

<sup>3</sup> No modelo *pooled*, presume-se a independência entre as observações e os períodos. Além disso, considera-se médias globais para os efeitos individuais das unidades, ignorando a possibilidade de autocorrelação espacial (GREENE, 2012).

Além desses, foram realizados testes para avaliar a qualidade do modelo. O teste de White foi realizado a fim de verificar a presença de heterocedasticidade nos dados, e o teste de Wooldridge foi empregado para identificar qualquer possível autocorrelação nos resíduos do modelo de dados em painel (GREENE, 2012). Realizou-se, adicionalmente, os testes de CD de Pesaran (2004; 2015) com o propósito de avaliar a presença de a dependência transversal nos modelos de dados em painel e a fraca dependência transversal (hipótese mais fraca), respectivamente. Esses testes têm como objetivo identificar eventuais correlações entre as unidades de *cross-section*, que é uma das formas de manifestação do comportamento espacial dos dados. A Tabela 1 detalha as hipóteses dos testes mencionados.

Tabela 1 – Hipóteses dos testes implementados

Testes	Hipóteses dos Testes
Breusch-Pagan	$H_0$ : Modelagem <i>pooled</i> $H_A$ : Modelagem de EA
Chow	$H_0$ : Modelagem <i>pooled</i> $H_A$ : Modelagem de EF
CD de Pesaran (2004)	$H_0$ : Independência dos <i>cross-section</i> $H_A$ : Dependência entre os <i>cross-section</i>
CD de Pesaran (2015)	$H_0$ : Fraca dependência entre os <i>cross-section</i> $H_A$ : Dependência entre os <i>cross-section</i>
Hausman	$H_0$ : Efeitos Aleatórios $H_A$ : Efeitos Fixos
Hausman robusto	$H_0$ : Efeitos Aleatórios $H_A$ : Efeitos Fixos
White	$H_0$ : Homoscedasticidade $H_A$ : Heterocedasticidade
Wooldridge	$H_0$ : Sem autocorrelação $H_A$ : Autocorrelação

Fonte: Elaborado pelo autor.

Como critério adicional para escolher a matriz de pesos espaciais a ser empregada nas estimações, adotou-se uma estratégia similar à proposta por Baumont (2004). Essa abordagem envolve a regressão do modelo proposto por Mínimos Quadrados Ordinários, a obtenção dos resíduos estimados e sua posterior aplicação no teste de  $I$  de Moran global univariado sobre todas as possíveis configurações de pesos espaciais, visando identificar a configuração com o maior valor estatisticamente significativo. Nesse contexto, foram consideradas as matrizes apresentadas na seção 3.1, selecionando-se aquela que atingiu a maior significância.

Por fim, como critério de avaliação, utilizou-se o Critério de Informação de Akaike (AIC). Esse critério proporciona uma avaliação comparativa da qualidade dos modelos, visando selecionar o modelo mais apropriado para interpretação. Conforme destacado por

Bozdogan (1987), valores menores de AIC indicam o modelo mais adequado para ser interpretado.

### 3.4 FONTE E BASE DE DADOS

Foram escolhidas quatro variáveis em nível municipal para análise: a variável dependente é a taxa de óbitos por DCNT na faixa etária entre 30 e 69 anos, por 100 mil habitantes, disponibilizada pelo Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) do DataSUS; como variáveis independentes foi utilizado os gastos públicos *per capita* em atendimentos ambulatoriais relacionados às DCNT, na faixa etária entre 30 e 69 anos, do Sistema de Informações Ambulatoriais (SIA) do DataSUS; os gastos *per capita* em atendimentos hospitalares relacionados às DCNT, obtidos do Sistema de Informações Hospitalares (SIH) do DataSUS; e os gastos *per capita* em educação do Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (Siconfi) da Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Cabe ressaltar que todos os gastos foram ajustados para valores de 2019 pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados abrangem o período entre 2013 e 2019.

As DCNT foram definidas e classificadas de acordo com a CID-10<sup>4</sup>, utilizando os critérios descritos na Nota informativa dos aspectos metodológicos do coeficiente de mortalidade prematura por doenças crônicas não transmissíveis (2018). Para a elaboração da taxa de óbitos por DCNT, foram consideradas as mortes por causas evitáveis, ou seja, aqueles provocados por neoplasias (C00-C97), diabetes mellitus (E10-E14), doenças cardiovasculares (I00-I99) e doenças respiratórias crônicas (J30-J35; J37-J98) na população entre 30 e 69 anos (BRASIL, 2018).

É importante ressaltar que o logaritmo neperiano dos gastos foi utilizado com o objetivo de estabelecer uma escala de medição que aprimora a interpretação, aproximando as diferentes escalas para facilitar a compreensão.

Já a escolha de utilizar os gastos em saúde e educação como variáveis explicativas para a taxa de óbitos por DCNT se fundamenta na compreensão de que esses indicadores desempenham papéis fundamentais na promoção da saúde e na prevenção de doenças. Os gastos em saúde, representados pelos investimentos em atendimentos ambulatoriais e

---

<sup>4</sup> Classificação estatística internacional de doenças e problemas relacionados com a saúde.

hospitalares relacionados às DCNT, são uma medida direta do comprometimento dos recursos públicos na abordagem e tratamento dessas condições. Além disso, os gastos em educação, ao serem incorporados na análise, refletem o reconhecimento da influência de fatores socioeconômicos e educacionais na saúde da população. Visto que, indivíduos mais instruídos tendem a estar mais informados sobre práticas de saúde preventiva e a adotar comportamentos saudáveis, o que pode impactar positivamente a incidência de DCNT.

O período selecionado, de 2013 a 2019, foi deliberadamente definido com o propósito de assegurar a consistência e a objetividade da análise. A decisão de começar em 2013 está relacionada ao momento em que os gastos públicos georreferenciados se tornaram disponíveis, enquanto o término em 2019 visa evitar potenciais interferências advindas da pandemia de Covid-19, que surgiu no início de 2020. Logo, essa escolha garante que os resultados obtidos estejam menos sujeitos a flutuações abruptas ligadas à emergência da pandemia.

A Tabela 2 apresenta a descrição das variáveis que foram utilizadas na análise.

Tabela 2 – Descrição das variáveis utilizadas

<b>Descrição</b>	
<b>Variável dependente</b>	
DCNT	Taxa de óbitos por Doenças Crônicas Não Transmissíveis
<b>Variáveis independentes</b>	
$\ln(G.SIA)$	Logaritmo neperiano dos gastos públicos em procedimentos ambulatoriais
$\ln(G.SIH)$	Logaritmo neperiano dos gastos públicos em procedimentos hospitalares
$\ln(G.Educ)$	Logaritmo neperiano dos gastos públicos com educação

Fonte: Elaborado pelo autor.

No capítulo seguinte, serão apresentadas as estatísticas descritivas, os resultados obtidos e sua respectiva discussão.



## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A saúde desempenha um papel fundamental na formação do capital humano, no aumento da expectativa de vida e nos investimentos públicos (CAMARGOS *et al.* 2019; CUNHA; HECKMAN; SCHENNACH, 2010; ROSENBERGER *et al.* 2005). Assim, este estudo tem por objetivo investigar a existência do comportamento espacial da taxa de óbitos por DCNT, utilizando o índice de Moran global e local univariados, e estimar os efeitos dos gastos públicos em saúde e educação, por meio de um painel de dados espaciais, em nível municipal, no período entre 2013 e 2019, em relação à mortalidade decorrente das DCNT.

### 4.1 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

As estatísticas descritivas das variáveis estão apresentadas na Tabela 3.

Tabela 3 – Estatística descritiva

<b>Variável</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio-padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
DCNT	293.1708	114.7794	0	1263.1580
G.SIA	19.1770	13.8722	0	295.7750
ln(G.SIA)	2.6359	0.9737	-6.3576	5.6896
G.SIH	28.9817	19.6032	0	511.8957
ln(G.SIH)	3.1236	0.7656	-3.7221	6.2381
G.Educ	949.5614	347.8767	0.0464	6617.3760
ln(G.Educ)	6.7959	0.3535	-3.0695	8.7975

Fonte: Elaborado e estimado pelo autor a partir dos dados do DataSUS e Siconfi, utilizando o *software* Stata 15.1 licenciado sob número 401506318757.

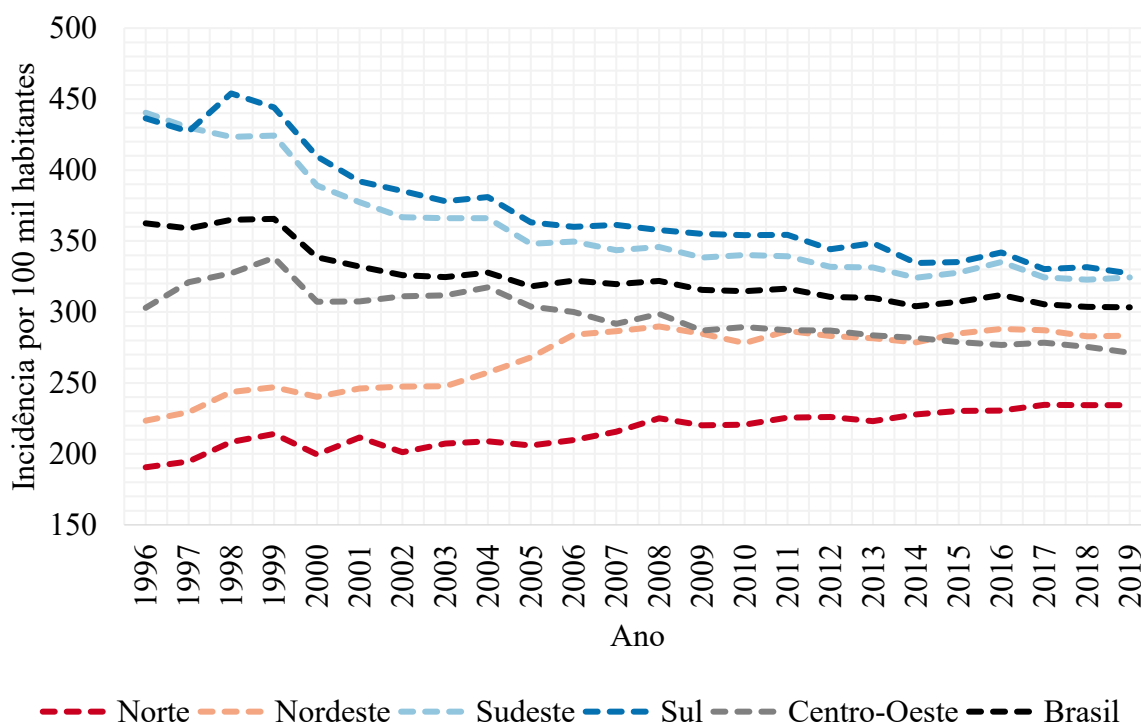
Nota: Os valores monetários foram corrigidos a preços de 2019 pelo INPC.

Por meio das estatísticas descritivas, torna-se evidente a presença de uma considerável variância nos dados, especialmente no contexto dos gastos públicos. Essa dispersão é mais pronunciada nos gastos relacionados aos procedimentos ambulatoriais e hospitalares, nos quais em determinados municípios apresentaram gastos que ultrapassaram em mais de 15 e 17 vezes a média, respectivamente, para essas categorias. No que diz respeito aos gastos em educação, embora em menor escala, ainda se observa um cenário similar, onde alguns municípios registraram gastos até 7 vezes maiores que a média estabelecida.

Na Figura 1, observa-se uma tendência de redução média nos óbitos por DCNT no Brasil durante o período compreendido entre 1996 e 2019. Isso representa uma evidência positiva de que o acesso aos serviços hospitalares e de saúde primária, aliados ao compromisso global representado pelos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável, tem desempenhado um papel significativo na diminuição das taxas de mortalidade relacionadas às

DCNT. No entanto, ao analisar em nível regional, encontram-se disparidades pronunciadas, especialmente nas regiões Norte e Nordeste do país, onde se constata um preocupante aumento na incidência dessas doenças a cada ano, enquanto nas regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste esse valor vem diminuindo. Ainda assim, destaca-se que a região Sul exibe uma taxa de óbitos superior à da região Norte em aproximadamente 33,5% no ano de 2019, conforme ilustrado na Figura 1.

Figura 1 – Incidência de óbitos por doenças crônicas não transmissíveis entre 1996-2019 no Brasil da população entre 30-69 anos

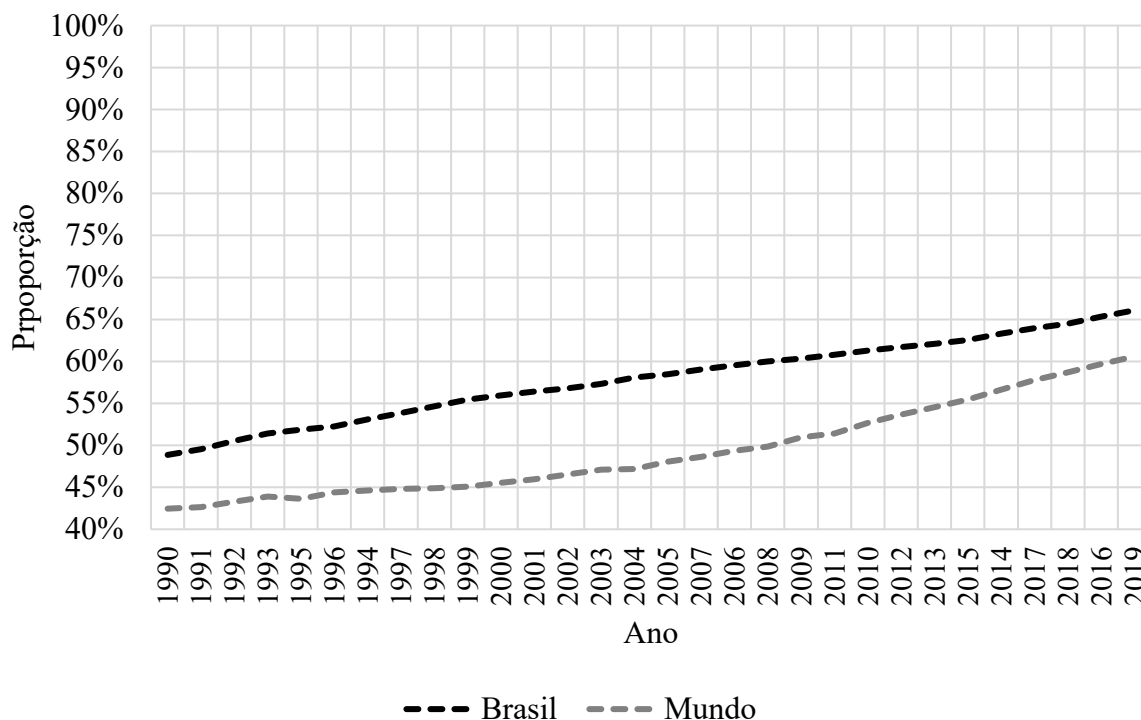


Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do DataSUS.

Quando se analisa a proporção de óbitos associado às DCNT em relação a todas as demais causas, incluindo ocorrências como violência e acidentes de trânsito, torna-se evidente que as mortes decorrentes de causas evitáveis relacionadas às DCNT têm apresentado um aumento ao longo das últimas duas décadas. No contexto brasileiro, essas causas representaram aproximadamente 66% do total de óbitos, enquanto a média global ficou em torno de 61% no ano de 2019, conforme ilustrado na Figura 2.

Fatores como mudanças nos estilos de vida, envelhecimento da população, urbanização e transição nutricional podem ter contribuído para esse cenário. No entanto, políticas de saúde preventiva direcionadas para a prevenção e controle de doenças são fundamentais para enfrentar esse desafio.

Figura 2 – Proporção de óbitos por doenças crônicas não transmissíveis entre 1996-2019 da população de menos de 70 anos de idade no Brasil e no mundo



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do *Global Burden of Disease* do *Institute for Health Metrics and Evaluation*.

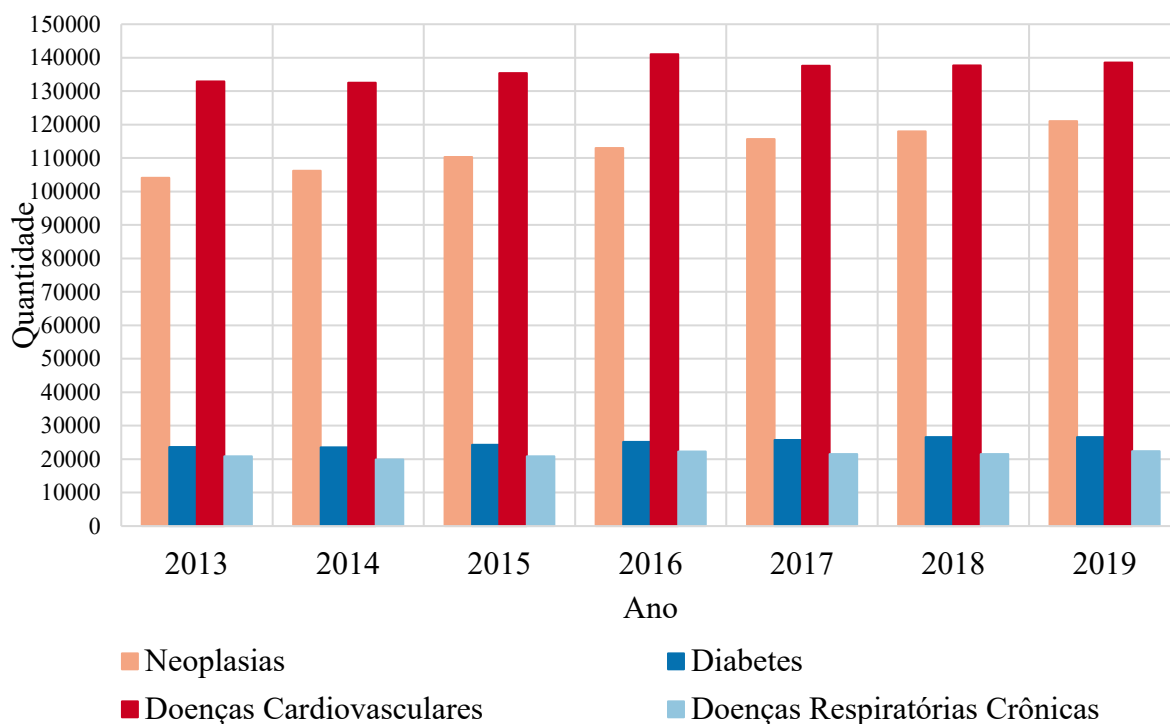
Durante o período entre 2013 e 2019, o Brasil registrou mais de 2 milhões de óbitos relacionados às DCNT, resultando em uma média anual de aproximadamente de 300 mil casos. Esses números apontam para a magnitude do desafio que as DCNT representam para a saúde pública nacional. Destacam-se, entre as principais causas, as doenças cardiovasculares e as neoplasias, que lideram as estatísticas, seguidas pela diabetes e doenças respiratórias crônicas, conforme ilustrado na Figura 3.

Ao analisar as categorias, as doenças cardiovasculares são a principal causa de óbitos evitáveis, totalizando mais de 132 mil casos anuais, atingindo o ápice em 2016, com 140834 registros. Em segundo lugar, as neoplasias, emergem como responsáveis por provocar mais de 100 mil casos, alcançando o seu pico em 2019, com 120972 ocorrências. Juntas, essas causas perfazem 86% das mortes. A diabetes, por sua vez, contribui com mais de 23 mil casos, enquanto as doenças respiratórias crônicas somam mais de 20 mil casos, correspondendo a 9% e 7% do total de óbitos, respectivamente.

Esses dados enfatizam a urgência de abordagens preventivas e políticas públicas eficazes para confrontar esses fatores de risco. Em particular, é essencial melhorar o acesso aos cuidados médicos a fim de identificar precocemente essas condições. Isso não apenas pode conter essa tendência preocupante, mas também preservar vidas, reduzindo a pressão

sobre hospitalizações e o sistema de saúde como um todo. Essa abordagem culminaria em um panorama de maior bem-estar para a sociedade como um todo.

Figura 3 – Incidência de óbitos por categoria das doenças crônicas não transmissíveis entre 2013-2019

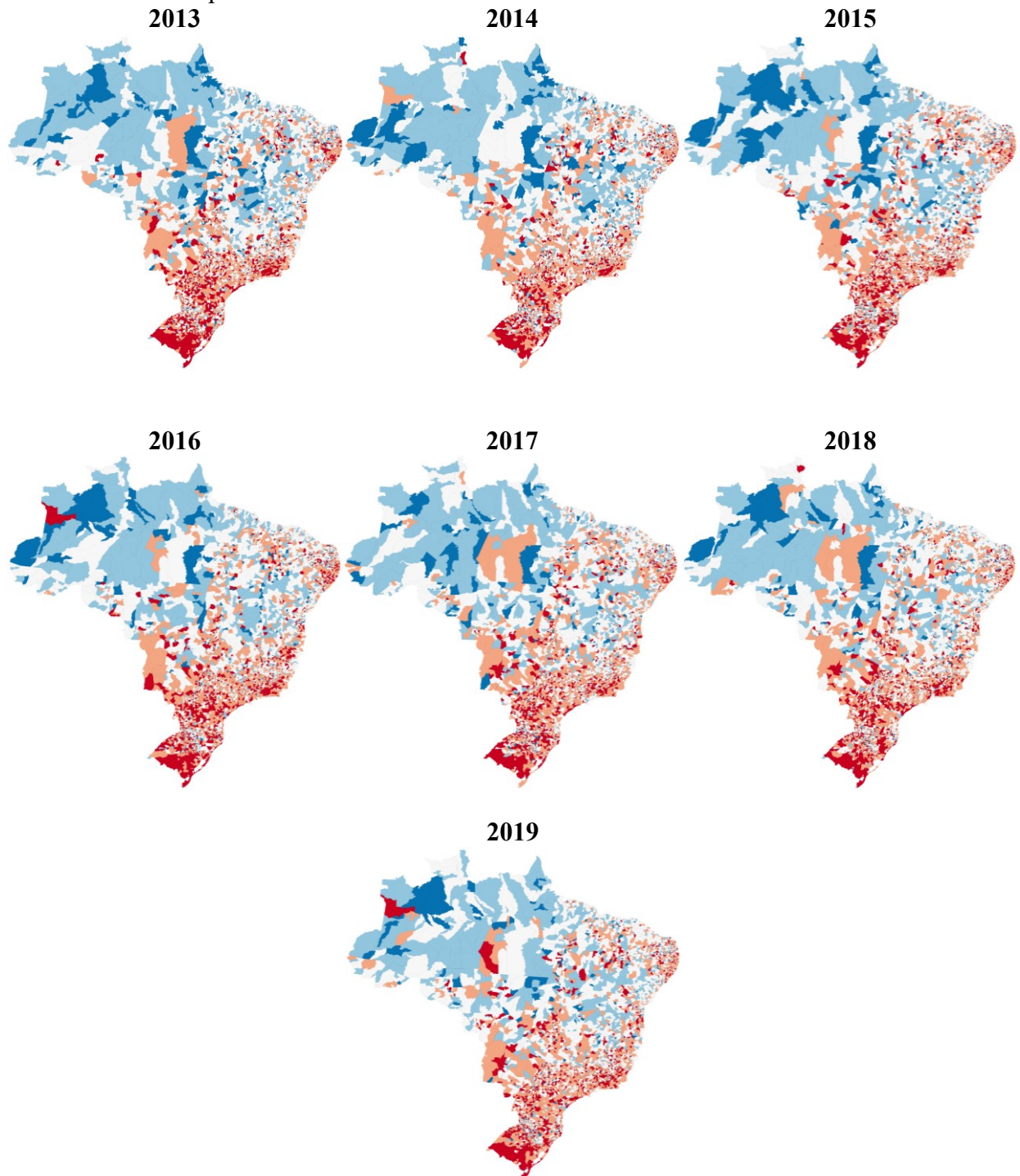


Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do DataSUS.

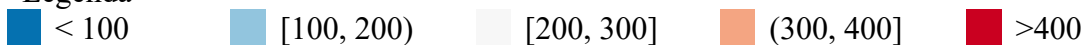
Na Figura 4, é possível observar a incidência mais acentuada nas Regiões Sul e Sudeste do Brasil, assim como ao longo da costa nordestina, com destaque para os Estados da Paraíba, Pernambuco e Alagoas. Durante o período entre 2013 e 2019, houve uma redução nessa concentração, porém, sua relevância nessas regiões ainda é substancial. Na Região Centro-Oeste, o fenômeno também é notável na fronteira com Bolívia e Paraguai, bem como nas áreas onde as Regiões Sul e Sudeste se encontram. Por outro lado, a Região Norte apresenta a menor incidência em âmbito nacional, com casos se distribuindo de maneira mais uniforme ao longo do período em análise.

Detalhes referentes à quantidade de cidades em cada intervalo podem ser encontrados na Tabela 4, na qual é possível observar uma redução no número de cidades com taxa de ocorrências inferior a 100, por 100 mil habitantes. Por outro lado, a faixa acima de 300 ocorrências por 100 mil habitantes demonstra um aumento ao longo desse período.

Figura 4 – Incidência de óbitos por doenças crônicas não transmissíveis entre 2013-2019 por municípios



Legenda



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do DataSUS utilizando o *software* GeoDa 1.18.0.

Nota: Por 100 mil habitantes.

É relevante notar ainda que a Figura 4 apresenta os primeiros *insights* que apontam para a presença de um comportamento espacial nos dados analisados, revelando padrões de distribuição geográfica ao longo do período observado.

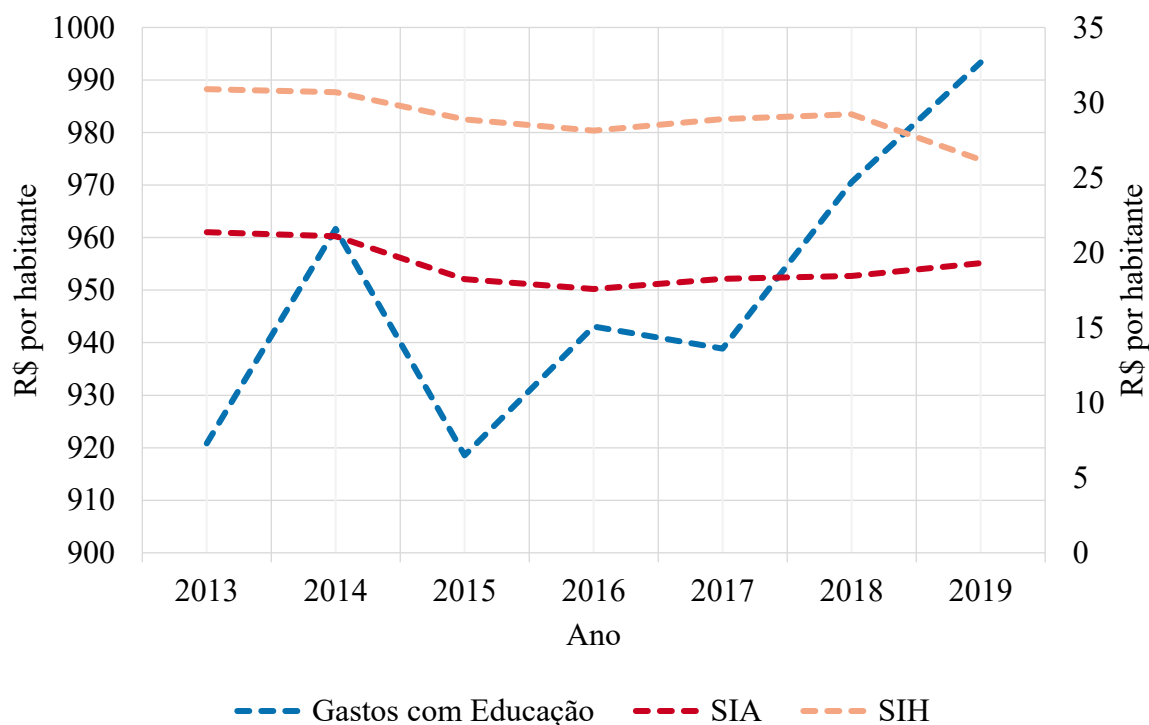
Tabela 4 – Quantidade de cidades por intervalo de óbitos por doenças crônicas não transmissíveis entre 2013-2019 por 100 mil habitantes

Ano	<100	[100, 200)	[200, 300]	(300, 400]	>400
2013	204	984	1925	1553	904
2014	229	975	1988	1600	778
2015	207	884	1981	1642	856
2016	176	854	1863	1732	945
2017	172	867	1955	1704	872
2018	167	775	2062	1694	872
2019	154	823	1977	1708	908
2020	169	809	2099	1690	803

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do DataSUS utilizando o *software* GeoDa 1.18.0.

No que diz respeito aos gastos públicos por habitante com educação (eixo vertical esquerdo), foi identificada uma tendência de aumento ao longo do período, com variações substanciais. Quanto aos gastos com procedimentos ambulatoriais e hospitalares por habitante (eixo vertical direito), observa-se uma leve tendência de queda no período, como é evidenciado na Figura 5. É importante destacar que os gastos com saúde apresentam uma correlação com o número de tratamentos das DCNT, uma vez que cerca de 71% da população utiliza o SUS em alguma esfera (BRASIL, 2021).

Figura 5 – Evolução dos gastos públicos em educação, produção ambulatorial e hospitalares, *per capita*, entre 2013-2019



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do Siconfi e do DataSUS.

Com base no exposto nesta seção, foram observados indícios que sugerem a existência de um comportamento espacial nos dados dos óbitos por DCNT a cada ano. Diante disso, serão conduzidos testes específicos para verificar a presença de autocorrelação. Isso é realizado por meio da análise exploratória de dados espaciais, com o objetivo de avaliar a relevância estatística desse padrão e sua distribuição. Essa abordagem também permitirá a identificação de *clusters* de incidência.

## 4.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

Para examinar a autocorrelação espacial, foram exploradas todas as opções de pesos espaciais mencionadas, abrangendo as contiguidades dos tipos rainha, torre e  $k$  vizinhos. Observa-se que as estatísticas do Índice de Moran global univariado foram estatisticamente significativas, revelando resultados bastante próximos entre si. Com base nisso, optou-se pelo uso da contiguidade do tipo rainha para avaliar a distribuição espacial a partir deste ponto, uma vez que essa abordagem engloba todas as conexões entre os territórios. Essa decisão é baseada na observação de Tobler (1970) de que tudo se correlaciona com o todo; no entanto, elementos mais próximos mantêm uma correlação mais intensa do que aqueles mais distantes.

A Tabela 5 apresenta as estatísticas do Índice de Moran global univariado para cada ano e tipo de matriz. As informações contidas nessa tabela revelam evidências substanciais para abordar a distribuição espacial ao analisar dados das DCNT. Contudo, é importante ressaltar que o Índice de Moran global univariado pode deixar negligenciar padrões e interações locais na distribuição. Para mitigar essa limitação, procede-se ao cálculo do Índice de Moran local univariado, fornecendo assim uma perspectiva mais completa e contextualizada das interações espaciais.

A Figura 6 apresenta os resultados do Índice de Moran local univariado, evidenciando a presença de *clusters* significativos. A cor cinza indica a ausência de aglomerações, a vermelha revela concentrações do tipo AA, áreas em azul vibrante representam conglomerados do tipo BB, enquanto os tons de lilás e rosa indicam os agrupamentos dos tipos BA e AB, respectivamente. Durante o período analisado, observou-se uma taxa de formação de *clusters* no território brasileiro que variou entre 21% e 26%. Esses resultados são apresentados de maneira mais detalhada na Tabela 6, onde é possível observar o número de cidades em cada grupo para cada ano.

Tabela 5 – Índice de Moran global univariado da variável dependente para escolha da matriz de contiguidades

Tipo de Contiguidade	Ano						
	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Rainha	0.268	0.230	0.236	0.226	0.218	0.225	0.200
Torre	0.268	0.232	0.238	0.227	0.218	0.225	0.201
1 Vizinho	0.289	0.206	0.230	0.239	0.219	0.230	0.226
2 Vizinhos	0.285	0.212	0.246	0.232	0.227	0.238	0.225
3 Vizinhos	0.270	0.222	0.244	0.228	0.228	0.230	0.215
4 Vizinhos	0.270	0.227	0.242	0.228	0.227	0.233	0.207
5 Vizinhos	0.268	0.227	0.241	0.226	0.225	0.228	0.203
6 Vizinhos	0.268	0.225	0.237	0.225	0.219	0.227	0.198
7 Vizinhos	0.267	0.225	0.230	0.224	0.216	0.223	0.194
8 Vizinhos	0.267	0.219	0.228	0.225	0.216	0.221	0.194
9 Vizinhos	0.267	0.220	0.225	0.223	0.213	0.218	0.191
10 Vizinhos	0.267	0.219	0.223	0.223	0.214	0.215	0.190
11 Vizinhos	0.266	0.217	0.221	0.221	0.211	0.214	0.192
12 Vizinhos	0.265	0.214	0.219	0.220	0.211	0.213	0.190
13 Vizinhos	0.264	0.212	0.218	0.219	0.210	0.213	0.189
14 Vizinhos	0.263	0.212	0.217	0.218	0.208	0.210	0.189
15 Vizinhos	0.261	0.211	0.216	0.217	0.208	0.209	0.188
16 Vizinhos	0.259	0.209	0.215	0.218	0.204	0.208	0.187
17 Vizinhos	0.258	0.208	0.213	0.217	0.204	0.207	0.187
18 Vizinhos	0.257	0.206	0.213	0.216	0.203	0.205	0.185
19 Vizinhos	0.257	0.204	0.213	0.215	0.202	0.204	0.184
20 Vizinhos	0.256	0.202	0.212	0.214	0.201	0.203	0.184
21 Vizinhos	0.256	0.201	0.211	0.214	0.201	0.202	0.183
22 Vizinhos	0.255	0.200	0.210	0.214	0.201	0.201	0.182
23 Vizinhos	0.254	0.199	0.210	0.213	0.200	0.199	0.181
24 Vizinhos	0.252	0.198	0.208	0.213	0.200	0.199	0.181

Fonte: Elaborado e estimado pelo autor a partir dos dados do DataSUS utilizando o *software* GeoDa 1.18.0.

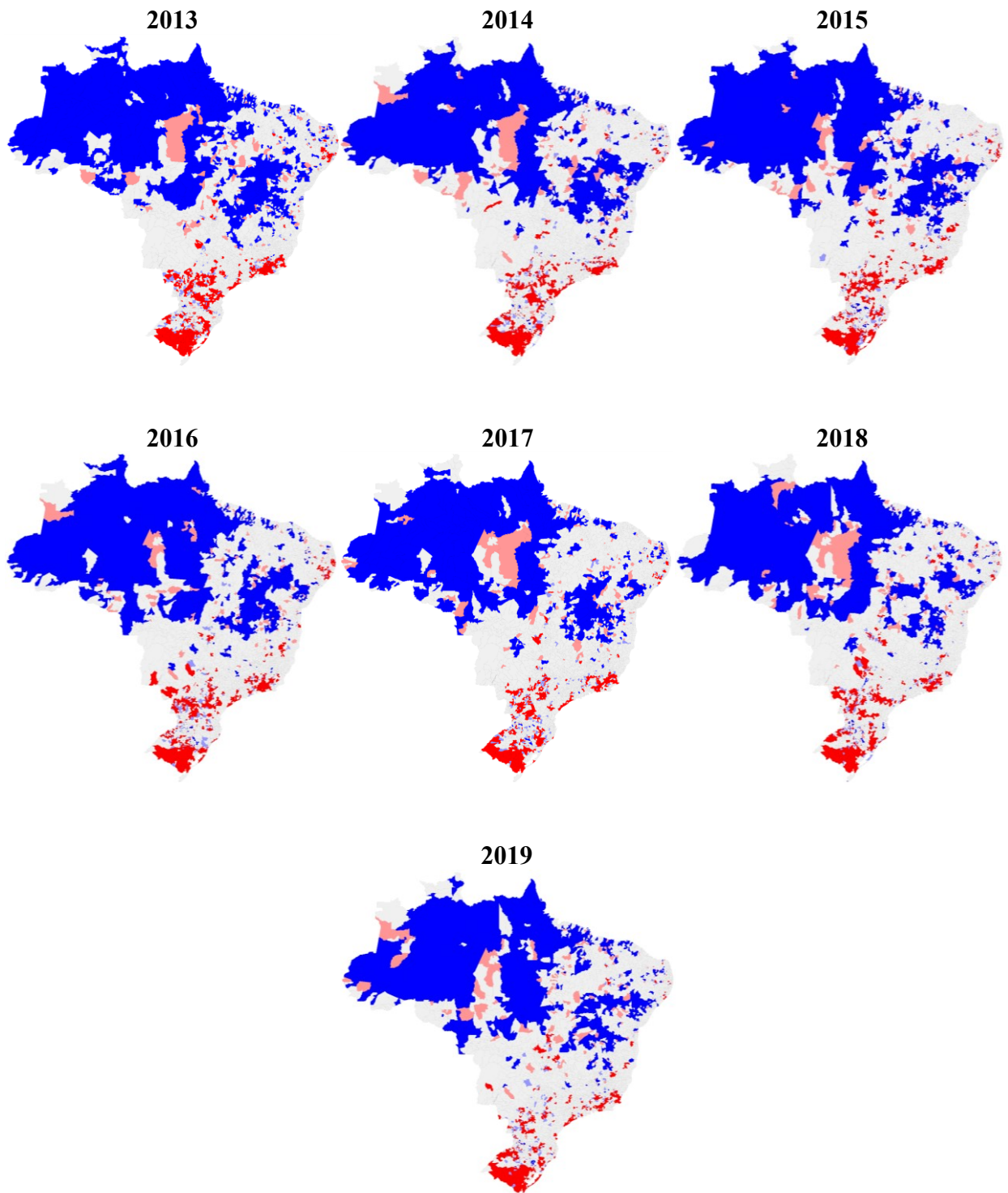
Nota: O nível de significância das estatísticas calculadas é dado por:  $-\left(\frac{1}{1-n}\right) \approx 0,0002$ , sendo  $n$  o número de municípios. Valores em negrito representam o maior valor verificado.

Na Região Norte, ao longo do período analisado, observa-se uma concentração do tipo BB, resultando na formação de um extenso *cluster* que abrangeu todo o território. Destaca-se que algumas cidades, como Itaituba e Altamira no Pará, apresentaram uma incidência elevada de óbitos (classificando-se como AB), e essa situação se destacou nas microrregiões específicas em que essas cidades estão situadas.

No Nordeste brasileiro, foi identificado um conglomerado do tipo BB entre os anos de 2013 e 2019, que gradualmente deixou de ser significativo ao se aproximar das fronteiras com a região Sudeste. Durante esse período, também se observou a formação e dissolução de um agrupamento AA entre os estados de Alagoas, Pernambuco e Paraíba, que emergiu e desapareceu em anos alternados, sobretudo nas áreas próximas à costa oceânica.



Figura 6 – Índice de Moran local univariado dos óbitos por doenças crônicas não transmissíveis entre 2013-2019



Legenda

■ Alto-Alto   
 ■ Baixo-Baixo   
 ■ Baixo-Alto   
 ■ Alto-Baixo   
 ■ Não significativo

Fonte: Elaborado e estimado pelo autor a partir dos dados do DataSUS utilizando o *software* GeoDa 1.18.0.

Nota: O nível de significância das estatísticas calculadas é dado por:  $-\left(\frac{1}{1-n}\right) \approx 0,0002$ , sendo  $n$  o número de municípios.

Na Região Centro-Oeste, ocorreu uma aglomeração do tipo BB nas áreas de confluência com as regiões Norte e Nordeste, abrangendo os estados de Mato Grosso e Goiás. Além desse, outro conglomerado BB se formou na fronteira com a Bolívia, mantendo-se até o ano de 2019.

Na Região Sudeste, um *cluster* do tipo AA foi identificado nos estados do Rio de Janeiro e São Paulo ao longo de todo o período analisado. Contudo, nas fronteiras com o Nordeste, observou-se um conglomerado do tipo BB que se tornou mais intenso e abrangente no intervalo da análise.

Na Região Sul, predominou-se quase exclusivamente *clusters* do tipo AA durante todo o período, concentrando-se principalmente no Rio Grande do Sul, o qual incluiu uma parcela significativa das cidades e suas conexões com o Uruguai. Adicionalmente, foi identificado um conglomerado AA no Paraná, especialmente nas fronteiras com São Paulo e em algumas áreas de interseção com Santa Catarina.

Tabela 6 – Quantidade de cidades por *clusters*

<b>Ano</b>	<b>AA</b>	<b>BB</b>	<b>BA</b>	<b>AB</b>	<b>Não Significativo</b>
<b>2013</b>	566	626	163	110	4103
<b>2014</b>	448	567	155	107	4291
<b>2015</b>	464	573	136	123	4272
<b>2016</b>	468	547	149	123	4281
<b>2017</b>	424	561	169	120	4294
<b>2018</b>	428	567	155	128	4290
<b>2019</b>	363	546	145	124	4390
<b>2020</b>	426	504	151	127	4360

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do DataSUS utilizando o *software* GeoDa 1.18.0.

Diante disso, verifica-se que a taxa de mortalidade por DCNT apresenta uma concentração em conglomerados urbanos nas regiões Sudeste e Nordeste, além do Estado do Rio Grande do Sul. Essa tendência pode estar relacionada à vulnerabilidade socioeconômica da população, especialmente aquela pertencente aos estratos mais pobres e urbanos (BAKER *et al.* 2020; EVERSON *et al.* 2002). Comprovado a presença de autocorrelação espacial, prossegue-se para a realização da estimação dos modelos de dados em painel espacial e dos testes de especificação.

### 4.3 PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS ESPACIAIS

Inicia-se com a implementação dos testes. Os testes de Chow e Breusch-Pagan resultaram na hipótese alternativa, tornando assim imprescindível a realização dos testes de Hausman e Hausman robusto, os quais indicaram a abordagem de efeitos fixos como a mais apropriada. O teste de White foi aplicado e identificou a presença de heterocedasticidade nos dados, por isso foi utilizado a correção dos erros-padrão robustos, enquanto o teste de Wooldridge constatou a ausência de autocorrelação nos resíduos do modelo EF.

Posteriormente, os testes CD de Pesaran (2004; 2015) foram executados com o objetivo de detectar a dependência transversal ou a fraca dependência transversal (hipótese mais fraca) nos modelos de dados em painel. Os resultados destacaram a existência de correlação entre as unidades de *cross-section* do painel, sugerindo, também, a relevância de considerar a dependência espacial nas análises. Os detalhes dos resultados desses testes são apresentados na Tabela 7.

Tabela 7 – Resumo das estatísticas dos testes implementados

<b>Teste</b>	<b>Estatística p-valor</b>
Breusch-Pagan	6228.43 <b>0.0000</b>
Chow	53.58 <b>0.0000</b>
CD de Pesaran (2004)	28.93 <b>0.0000</b>
CD de Pesaran (2015)	26.53 <b>0.0000</b>
Hausman	51.01 <b>0.0000</b>
Hausman robusto	49.51 <b>0.0000</b>
White	1773.91 <b>0.0000</b>
Wooldridge	0.60 <b>0.4384</b>

Fonte: Elaborado e estimado pelo autor utilizando o *software* Stata 15.1 licenciado sob número 401506318757.

Após a conclusão dos testes de especificação, a etapa seguinte envolve a estimação. Com o objetivo de construir um modelo bem estruturado, utilizou-se o critério de Baumont (2004) e notou-se que os valores obtidos são também significativos e apresentam proximidade entre si. Logo, também optou-se por incorporar a contiguidade do tipo Rainha para o tratamento dos resíduos. As estatísticas detalhadas estão disponíveis no Anexo A.

#### 4.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Os resultados do modelo clássico e dos modelos espaciais de EF são apresentados com o objetivo de realizar comparações e fortalecer a robustez do modelo. No entanto, com base no critério AIC, o modelo SEM foi selecionado para ser interpretado. Os resultados são descritos na Tabela 8. De maneira similar ao que foi observado Rosenberger *et al.* (2005) para os Estados Unidos da América, observou-se efeitos relevantes da distribuição espacial dos dados para o Brasil.

Tabela 8 – Resultados da regressão dos modelos

Variável	EF p-valor	SLX p-valor	SAR p-valor	SEM p-valor	SAC p-valor
ln(G.Educ)	7.3754 * <b>0.0752</b>	-	7.3382 ** <b>0.0246</b>	7.3242 ** <b>0.0252</b>	7.3058 ** <b>0.0260</b>
ln(G.SIA)	8.3189 *** <b>0.0000</b>	-	8.3204 *** <b>0.2889</b>	8.3496 *** <b>0.0000</b>	8.3913 *** <b>0.0000</b>
ln(G.SIH)	18.7748 *** <b>0.0000</b>	-	18.8153 *** <b>0.0833</b>	18.9612 *** <b>0.0000</b>	19.1810 *** <b>0.0000</b>
Constante	162.48 *** <b>0.0000</b>	-	-	-	-
$\theta$ .ln(G.SIA)	-	8.6337 <b>0.2924</b>	-	-	-
$\theta$ .ln(G.SIH)	-	-0.3793 <b>0.8797</b>	-	-	-
$\theta$ .ln(G.Educ)	-	-10.0543 ** <b>0.0100</b>	-	-	-
$\rho$	-	-	0.0247 ** <b>0.0309</b>	-	-0.0530 <b>0.2359</b>
$\lambda$	-	-	-	0.0291 ** <b>0.0109</b>	0.0791 <b>0.0654</b>
R <sup>2</sup>	0.1434	0.0371	0.1434	0.1435	0.1419
AIC	457727	397749.2	397489.4	397487.6	397488.2

Fonte: Elaborado e estimado pelo autor a partir dos dados do DataSUS, Siconfi e IBGE utilizando o *software* Stata 15.1 licenciado sob número 401506318757.

Os resultados evidenciam que os gastos públicos na área da saúde tiveram um efeito positivo sobre a taxa de mortalidade por DCNT. Observou-se que para cada variação relativa de 1% nos recursos destinados aos procedimentos ambulatoriais e hospitalares, ocorreu um aumento de 0.08 e 0.18 óbitos por 100 mil habitantes, respectivamente. Resultado semelhante foi identificado para os gastos relacionados à educação, evidenciando um incremento de 0.07 óbitos por 100 mil habitantes.

Estes resultados, embora paradoxal, pode ser atribuída ao possível diagnóstico e tratamento tardio dessas doenças. Além disso, regiões com maior incidência de DCNT podem

alocar recursos adicionais para os setores de saúde, como estratégia de combate a esses problemas. Dessa forma, é possível que a taxa de mortalidade esteja influenciando o aumento dos investimentos em saúde e educação, revertendo assim a relação causal esperada.

Outro fator determinante que pode estar influenciando esses resultados é a qualidade dos gastos. Embora os recursos sejam direcionados ao diagnóstico e tratamento direto das doenças, a sua alocação pode não ser eficiente. Assim, uma má gestão dos recursos ou a ineficácia na melhoria dos serviços e/ou procedimentos podem resultar em consequências desfavoráveis. Isso é agravado pela complexidade e interconexão do sistema de saúde, onde diversos elementos, como acesso a serviços de qualidade, distribuição de recursos e políticas de saúde pública, podem impactar a relação entre os gastos e os resultados de forma adversa.

É fundamental ressaltar que os investimentos em saúde e educação geralmente geram efeitos positivos de longo prazo, embora tais resultados possam demorar a se manifestar. Portanto, em um curto período, o aumento nos gastos pode não se refletir imediatamente na redução da taxa de mortalidade. Becker e Siqueira (2022), ao analisarem um período maior, encontraram evidências negativas e significativas dos efeitos dos gastos com saúde nos óbitos por DCNT na população em idade escolar. No entanto, Rosenberger *et al.* (2005), assim como este estudo, também identificaram uma correlação positiva entre os gastos com saúde e o tratamento de doenças cardíacas.

A educação também emerge como uma ferramenta potencial para a redução dos óbitos por DCNT. Malta *et al.* (2017) constataram que os grupos mais suscetíveis às DCNT são os de baixa escolaridade. Everson *et al.* (2002) corroboram esse ponto ao indicar que aqueles com menor nível educacional e maior vulnerabilidade econômica são mais afetados por tais doenças. Isso ressalta a importância da expansão do Programa Saúde da Família com foco na prevenção e controle dessas doenças.

Os parâmetros espaciais demonstraram ser significativos tanto no modelo de SAR quanto no SEM. No caso do modelo SEM, o coeficiente apresentou um valor aproximado de 0,03. Isso indica a existência de uma associação positiva de transbordamento dos efeitos dos óbitos por DCNT para os municípios vizinhos, utilizando a abordagem de contiguidade do tipo Rainha. A natureza positiva desse coeficiente sugere que o aumento de óbitos em um município pode contribuir para o aumento nas cidades adjacentes. Contudo, é importante notar que esses efeitos são capturados a partir dos resíduos do modelo, o que sugere que fatores não incluídos no modelo estão exercendo influência sobre a taxa de mortalidade.

Os resultados indicaram que os gastos públicos em saúde e educação exercem influência nos óbitos por DCNT, mas não conforme o esperado. No entanto, são necessários

dados mais aprofundados para uma medição mais precisa dos coeficientes, a fim de capturar de maneira mais efetiva o efeito causal dos gastos. Além disso, políticas públicas voltadas para uma alimentação mais saudável, incentivo à prática de exercícios físicos e campanhas de promoção de hábitos saudáveis podem contribuir para mitigar esse problema. Isso, por sua vez, também poderia reduzir o absenteísmo e promover um acúmulo mais substancial de capital humano.

## 5 CONCLUSÃO

A saúde desempenha um papel fundamental na economia de um país. No entanto, é alarmante que anualmente se percam mais de 300 mil vidas no Brasil devido a causas evitáveis, afetando indivíduos em idade economicamente ativa. Diante dessa problemática, este estudo teve como objetivo investigar a presença de autocorrelação espacial nos óbitos por DCNT e analisar os efeitos dos investimentos públicos em saúde e educação na incidência de óbitos evitáveis. Para a regressão, foi utilizado um painel de dados espaciais por efeitos fixos a nível municipal no período entre 2013 e 2019.

Os resultados revelaram a existência de um efeito de transbordamento espacial na taxa de mortalidade por DCNT. Além disso, verificou-se que os gastos em procedimentos ambulatoriais, hospitalares e educação tiveram impactos positivos na incidência de óbitos, com coeficientes de 0.08, 0.18 e 0.07, respectivamente, por 100 mil habitantes. Esses resultados podem indicar que regiões com maiores índices de mortalidade estão direcionando mais recursos, que a média, para saúde e educação, como estratégia de combate a esses problemas. Dessa forma, a taxa de mortalidade pode estar influenciando o aumento dos investimentos nessas áreas, invertendo a relação causal esperada.

A identificação do fenômeno de transbordamento espacial destaca a importância de ser utilizado a abordagem para a formulação de políticas públicas, levando em consideração as particularidades regionais e os efeitos que as intervenções podem ter para além das fronteiras municipais. Embora observou-se uma redução na taxa geral de mortalidade por DCNT no país, indicando avanços em iniciativas de saúde pública e atendimento médico, a análise também ressalta a persistência de disparidades regionais, especialmente nas regiões Norte e Nordeste, onde os óbitos por DCNT aumentaram para média regional. Isso ressalta a necessidade de estratégias específicas que enfrentem os desafios dessas áreas, garantindo um acesso mais equitativo ao sistema de saúde.

A relação positiva inesperada entre os gastos públicos em saúde e educação e as taxas de mortalidade por DCNT levanta questionamentos sobre a alocação e utilização dos recursos. Isso demanda uma análise crítica para compreender os mecanismos subjacentes que impulsionam essa associação aparentemente contraditória. Investigações adicionais são necessárias para discernir detalhadamente os fatores que influenciam essa relação, potencialmente proporcionando *insights* valiosos sobre a acessibilidade aos serviços de saúde, detecção precoce de doenças e eficácia dos programas de saúde.

Em síntese, este estudo realça a relevância de uma abordagem espacial na formulação de políticas de saúde. E serve como um alerta para os formuladores de políticas ultrapassarem as fronteiras administrativas e colaborarem entre regiões, a fim de desenvolver intervenções mais eficazes, considerando o fenômeno de transbordamento espacial.



## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas, SP: Ed. Alínea, 2012.
- ASSUNÇÃO, A. Á.; FRANÇA, E. B. Anos de vida perdidos por DCNT atribuídos aos riscos ocupacionais no Brasil: estudo GBD 2016. **Revista de Saúde Pública**. v. 54, p. 28, 2020.
- BAKER, P. *et al.* Ultra-processed foods and the nutrition transition: Global, regional and national trends, food systems transformations and political economy drivers. **Obesity Reviews**, 2020. Disponível em: <https://bit.ly/3ovIzYJ>. Acesso em: 27 out. 2020
- BAUMONT, C. Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)? **Working Papers**. Laboratoire d'économie et de gestion, 26 p. 2004. Disponível em: <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01525664>. Acesso em: 24 nov. 2019.
- BECKER, K. L.; SIQUEIRA, W. L. Avaliação de impacto da regulação da oferta de alimentos nas cantinas sobre as mortes por DCNTs da população em idade escolar. In: **50º Encontro Nacional de Economia**. Fortaleza, CE, 2022. Disponível em: <https://bit.ly/3NwBkwq>. Acesso em: 3 nov. 2022.
- BOZDOGAN, H. Model selection and Akaike's information criterion (AIC): The general theory and its analytical extensions. **Psychometrika**, v. 52, n. 3, p. 345-370, 1987.
- BRASIL. Ministério da Economia. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo**, Brasília, DF, 2020. Disponível em: <https://bit.ly/2DLmna1>. Acesso em: 25 jul. 2022.
- BRASIL. Ministério da Economia. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Malha Municipal**, Brasília, DF, 2023. Disponível em: <https://bit.ly/3CKJ5e2>. Acesso em: 13 jan. 2023.
- BRASIL. Ministério da Saúde. DataSUS. **Sistema de Informações Ambulatoriais – SIA**, Brasília, DF, 2022. Disponível em: <https://bit.ly/3PcsC95>. Acesso em: 25 jul. 2022.
- BRASIL. Ministério da Saúde. DataSUS. **Sistema de Informações Hospitalares – SIH**, Brasília, DF, 2022. Disponível em: <https://bit.ly/3PcsC95>. Acesso em: 25 jul. 2022.
- BRASIL. Ministério da Saúde. **Plano de ações estratégicas para o enfrentamento das doenças crônicas e agravos não transmissíveis no Brasil 2021-2030**. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2021. 118 p. Disponível em: <https://bit.ly/3NBX9Lg>. Acesso em: 28 fev. 2022.
- BRASIL. Ministério da Saúde. Portaria nº 399 de 22 de fevereiro de 2006, que estabelece o Pacto pela Saúde 2006. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, 22 fev. 2006. Disponível em: <https://bit.ly/3QxBeWY>. Acesso em: 9 jan. 2023.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Atenção Básica. **Guia alimentar para a população brasileira**. 2 ed. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2014. 156 p.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Coordenação-Geral de Informações e Análises Epidemiológicas. DataSUS. **Sistema de Informações sobre Mortalidade - SIM**, Brasília, DF, 2020. Disponível em: <https://bit.ly/2XMYF4o>. Acesso em: 25 jul. 2022.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Departamento de Vigilância de Doenças e Agravos não Transmissíveis e Promoção da Saúde. Coordenação Geral de Vigilância de Doenças e Agravos não Transmissíveis e Promoção da Saúde. **Nota informativa: Aspectos metodológicos do coeficiente de mortalidade prematura por doenças crônicas não transmissíveis**. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2018. 18 p.

BRASIL. Secretaria do Tesouro Nacional. **Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro: contas anuais**, Brasília, DF, 2020. Disponível em: <https://bit.ly/3in6WUK>. Acesso em: 29 mai. 2022.

CAMARGOS, M. C. S. *et al.* Estimativas de expectativa de vida livre de incapacidade funcional para Brasil e Grandes Regiões, 1998 e 2013. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 24, p. 737-747, 2019.

CARMO, A. S. D. *et al.* O ambiente alimentar das escolas públicas e privadas no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 34, n. 12, 2018.

CLIFF, A. D.; ORD, J. K. **Spatial processes: models & applications**. London: Taylor & Francis, 266 p, 1981.

CUNHA, F.; HECKMAN, J. J.; SCHENNACH, S. M. Estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. **Econometrica**, v. 78, n. 3, p. 883-931, 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.3982/ECTA6551>. Acesso em: 19 maio 2019.

ELHORST, J. P. **Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels**. Heidelberg: Springer, v. 479, p. 480, 2014.

EVERSON, S. A. *et al.* Epidemiologic evidence for the relation between socioeconomic status and depression, obesity, and diabetes. **Journal of psychosomatic research**, v. 53, n. 4, p. 891-895, 2002. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0022-3999\(02\)00303-3](https://doi.org/10.1016/S0022-3999(02)00303-3). Acesso em: 5 jan. 2021.

FINARET, A. B.; MASTERS, W. A. Beyond Calories: The New Economics of Nutrition. **Annual Review of Resource Economics**. v. 11, p. 237-259. Out. 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1146/annurev-resource-100518-094053>. Acesso em: 26 jun. 2020.

FISCHER E. **Alimentação escolar brasileira: percursos e desafios**. Aliança pela alimentação adequada e saudável. 2018. 63 p. Disponível em: <https://bit.ly/2AQAysO>. Acesso em: 11 maio 2020.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 7 ed. Harlow, UK: Pearson Education, 2012.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**. v. 46, n. 6, p. 1251-1271, nov. 1978.

INSTITUTE FOR HEALTH METRICS AND EVALUATION. **Global Burden of Disease Study 2019 (GBD 2019) Results**. Seattle, US: IHME, 2022. Disponível em: <https://vizhub.healthdata.org/gbd-results/>. Acesso em: 3 nov. 2022.

LI, C. *et al.* Sex differences in the relationships between BMI, WHR and incidence of cardiovascular disease: a population-based cohort study. **International journal of obesity**, v. 30, n. 12, p. 1775-1781, 2006. Disponível em: <https://go.nature.com/3rszksL>. Acesso em: 5 jan. 2021.

MACEWAN, J. P.; ALSTON, J. M.; OKRENT, A. M. The consequences of obesity for the external costs of public health insurance in the United States. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 36, n. 4, p. 696-716, 2014. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/aep/ppy014>. Acesso em: 5 jan. 2021.

MALTA, D. C. *et al.* Avanços do plano de ações estratégicas para o enfrentamento das doenças crônicas não transmissíveis no Brasil, 2011-2015. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**. v. 25, p. 373-390, 2016.

MALTA, D. C. *et al.* Doenças crônicas não transmissíveis e a utilização de serviços de saúde: análise da Pesquisa Nacional de Saúde no Brasil. **Revista de Saúde Pública**, v. 51, p. 4s, 2017.

MALTA, D. C. *et al.* Probabilidade de morte prematura por doenças crônicas não transmissíveis, Brasil e Regiões, projeções para 2025. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 22, p. e190030, 2019.

MOURA, A. A. G. D.; CARVALHO, E. F. D.; SILVA, N. J. C. D. Repercussão das doenças crônicas não-transmissíveis na concessão de benefícios pela previdência social. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 12, n. 6, p. 1661-1672, 2007.

PEREIRA, K.A. S. *et al.* Fatores de risco e proteção contra doenças crônicas não transmissíveis entre adolescentes. **Revista Brasileira em Promoção da Saúde**. v. 30, n. 2, p. 205-212, 2017.

PESARAN, M. H. General Diagnostic Tests for Cross-Section Dependence in Panels. **CESifo Working Paper Series**. n. 1229, 2004.

PESARAN, M. H. Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels. **Econometric Reviews**. v. 34, n. 6-10, p. 1089-1117, 2015.

RASMUSSEN, B.; SWEENEY, K.; SHEEHAN, P. Economic costs of absenteeism, presenteeism and early retirement due to ill health: a Focus on Brazil. 2015. **Victoria Institute of Strategic Economic Studies**, Melbourne, Austrália: Victoria University, 2015. Disponível em: <http://vuir.vu.edu.au/32703/>. Acesso em: 17 jul. 2020.

RECINE, E.; VASCONCELLOS, A. B. Políticas nacionais e o campo da Alimentação e Nutrição em Saúde Coletiva: cenário atual. **Ciência & Saúde Coletiva**. v. 16, p. 73-79, 2011.

ROSENBERGER, R. S. *et al.* A spatial analysis of linkages between health care expenditures, physical inactivity, obesity and recreation supply. **Journal of Leisure Research**, v. 37, n. 2, p. 216-235, 2005. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/00222216.2005.11950051>. Acesso em: 5 jan. 2021.

SANTOS, A. C. Q. *et al.* Aposentadorias por invalidez e Doenças Crônicas entre os servidores da Prefeitura Municipal de Uberlândia, Minas Gerais, 1990-2009. **Cadernos Saúde Coletiva**, v. 23, n. 1, p. 57-62, 2015.

SILVA, M. E. L.; SOUZA, W. P. S. F.; BALBINOTTO NETO, G. A obesidade afeta os rendimentos do trabalho? Uma abordagem por regressão quantílica. área 7—microeconomia e economia industrial. In: **20º Encontro de Economia da Região Sul**. Porto Alegre, RS, 2017. Disponível em: <https://bit.ly/3kqrGg1>. Acesso em: 26 jun. 2020.

STAKHOVYCH, S.; BIJMOLT, T. H. Specification of spatial models: A simulation study on weights matrices. **Papers in Regional Science**. v. 88, n. 2, p. 389-408, 2009.

TOBLER, W. R. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. **Economic Geography**. v. 46, p. 234-240, jun. 1970. Disponível em: <https://bit.ly/2wvJLVk>. Acesso em: 24 nov. 2019.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Noncommunicable diseases progress monitor 2022**. Geneva: World Health Organization, 2022. 232 p. Disponível em: <https://bit.ly/3TWBI9X>. Acesso em: 3 nov. 2022.

**ANEXO A – ÍNDICE DE MORAN GLOBAL UNIVARIADO DOS RESÍDUOS DAS  
REGRESSÕES POR MQO UTILIZADOS NO CRITÉRIO DE BAUMONT**

Tipo de Contiguidade	Ano						
	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Rainha	0.143	0.138	0.144	0.129	0.126	0.131	0.112
Torre	0.144	0.140	0.146	0.130	0.126	0.131	0.114
1 Vizinho	0.169	0.109	0.146	0.146	0.128	0.140	0.148
2 Vizinhos	0.161	0.120	0.158	0.137	0.134	0.142	0.140
3 Vizinhos	0.149	0.132	0.160	0.134	0.138	0.138	0.130
4 Vizinhos	0.149	0.136	0.159	0.134	0.137	0.143	0.121
5 Vizinhos	0.147	0.137	0.155	0.131	0.134	0.138	0.115
6 Vizinhos	0.149	0.136	0.150	0.131	0.130	0.136	0.112
7 Vizinhos	0.147	0.135	0.143	0.129	0.127	0.133	0.107
8 Vizinhos	0.147	0.129	0.141	0.130	0.126	0.130	0.105
9 Vizinhos	0.147	0.131	0.137	0.127	0.124	0.128	0.103
10 Vizinhos	0.147	0.130	0.135	0.128	0.124	0.126	0.101
11 Vizinhos	0.146	0.129	0.133	0.126	0.122	0.125	0.103
12 Vizinhos	0.145	0.126	0.131	0.125	0.122	0.124	0.101
13 Vizinhos	0.145	0.124	0.130	0.124	0.121	0.124	0.100
14 Vizinhos	0.144	0.123	0.129	0.124	0.120	0.121	0.100
15 Vizinhos	0.141	0.123	0.128	0.123	0.119	0.120	0.099
16 Vizinhos	0.139	0.120	0.125	0.122	0.116	0.119	0.098
17 Vizinhos	0.138	0.119	0.124	0.122	0.114	0.118	0.098
18 Vizinhos	0.137	0.116	0.124	0.121	0.114	0.115	0.097
19 Vizinhos	0.137	0.114	0.123	0.120	0.113	0.115	0.096
20 Vizinhos	0.136	0.112	0.122	0.119	0.112	0.114	0.096
21 Vizinhos	0.136	0.112	0.120	0.118	0.111	0.113	0.095
22 Vizinhos	0.135	0.110	0.120	0.118	0.112	0.112	0.093
23 Vizinhos	0.134	0.109	0.119	0.117	0.111	0.111	0.092
24 Vizinhos	0.132	0.108	0.118	0.118	0.110	0.111	0.092