

O efeito dos gastos públicos nos óbitos por Doenças Crônicas Não Transmissíveis

Wallace Lobato Siqueira¹
Adriano Mendonça Souza²

Resumo: Apresenta-se um estudo investigativo sobre a autocorrelação espacial dos óbitos relacionados a Doenças Crônicas Não Transmissíveis (DCNT) e estima-se os efeitos dos investimentos públicos em saúde e educação na incidência de óbitos evitáveis. Utilizando análise exploratória de dados espaciais e um painel de dados espaciais, em nível municipal, para o Brasil entre 2013 e 2019, com dados do DataSUS, Siconfi e IBGE. Os resultados revelaram a existência de comportamento espacial nos dados. Embora os efeitos dos gastos públicos sejam significativos, seu impacto é limitado, gerando cerca de R\$ 213.518,96 em gastos anuais com saúde pública. Identificou-se, portanto, a necessidade de aprimorar as políticas públicas, considerando a dimensão espacial, a fim de abordar as demandas específicas de cada região. É vital que os investimentos em saúde e educação sejam mais eficientemente direcionados para reduzir a ocorrência de óbitos evitáveis, buscando um melhor equilíbrio entre os recursos alocados e os resultados obtidos, e, assim, promovendo o bem-estar da população.

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

The effects of public spending on deaths due to Noncommunicable Diseases

Abstract: A study investigating the spatial autocorrelation of deaths related to Noncommunicable Diseases (NCDs) is presented, along with an estimation of the effects of public investments in health and education on preventable deaths. Utilizing exploratory spatial data analysis and a spatial panel dataset at the municipal level for Brazil between 2013 and 2019, sourced from the Department of Informatics of the Brazilian Unified Health System (DataSUS), the Brazilian Public Sector Accounting and Tax Information System (Siconfi) of the National Treasury of Brazil, and the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). The results revealed the presence of spatial patterns in the data. Although the effects of public spending are significant, their impact is limited, resulting in approximately R\$ 213,518.96 in annual public health expenditures. Hence, the need to enhance public policies by considering the spatial dimension was identified to address the specific demands of each region. It is crucial to direct investments in health and education more efficiently to reduce the occurrence of preventable deaths, striking a better balance between allocated resources and achieved outcomes, thus promoting the well-being of the population.

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

JEL: I21; I24, C1

Área: 2 - Econometria Espacial e Análise Espacial

¹ Doutorando no Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (PPGEA/UFV). E-mail: wallace.siqueira@ufv.br.

² Professor da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: souza.adriano@ufsm.br.

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 DCNTs 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).

Este modelo de municipalização é relevante em um país de dimensões continentais como o Brasil, uma vez que leva em conta as diversas necessidades de saúde e os desafios enfrentados pelas particularidades de cada região. Ao envolver os municípios na gestão e implementação do sistema de saúde, busca-se assegurar maior equidade e efetividade nas ações voltadas à promoção da saúde e prevenção de doenças.

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.

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.

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, 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 incidência de óbitos 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 DCNTs e enfrentar os desafios relacionados à saúde pública, buscando a melhoria contínua do bem-estar da sociedade brasileira.

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

2 Referencial empírico

Para retardar perdas prematuras e reforçar os cuidados com a população o Ministério da Saúde (MS) tem orientado a promoção de qualidade de vida de diversas maneiras. Entre essas, sendo por meio da criação de leis visando a qualidade nutricional da alimentação das crianças e adolescentes em idade escolar, ou pela criação do Guia alimentar para a população brasileira (2014), que aborda os alimentos disponíveis e as principais combinações para absorção eficiente dos nutrientes necessários.

Becker e Siqueira (2022) avaliaram o impacto das regulações estaduais de oferta de alimentos hipercalóricos e açucarados nas mortes por DCNT no Brasil entre 2003 e 2018 para a população em idade escolar utilizando o método de diferenças em diferenças. Os autores verificaram que a restrição de venda desses alimentos contribuiu para reduzir um óbito na faixa etária de 5-14 anos e dois no grupo de 15-19 anos, a cada 100 mil habitantes. Cabe ressaltar que apesar de tímido, esses resultados foram significativos e os efeitos esperados das políticas são de longo prazo.

Recine e Vasconcellos (2011) traçaram a evolução das políticas nacionais de alimentação com foco em saúde coletiva. Os autores afirmaram a importância da segurança alimentar e nutricional como direito humano, sendo esses imprescindíveis para promoção de saúde, cidadania e ao combate as DCNT. Verificando que ações educativas não são suficientes para a promoção de hábitos alimentares saudáveis, percebendo a necessidade de regulação de acesso e de publicidade, acompanhamento individual e coletivo a profissionais de nutrição como desafios para construção de uma saúde pública mais eficaz.

Malta *et al.* (2017) investigaram a utilização dos serviços de saúde pela população adulta brasileira com DCNT a partir dos dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2013 por meio da estatística descritiva. Os resultados apontaram que seus portadores utilizaram os serviços de saúde duas vezes mais que os que não portavam, identificando que os investigados que detinham menor escolaridade eram os mais afetados pela prevalência das DCNT e tiveram maior incidência de internação nos 12 meses anteriores. Para além disso, os

autores indicaram que as camadas sociais mais vulneráveis, apesar de maior incidência, detinham menor acesso a consultas médicas (MALTA *et al.* 2017).

Em 2019 analisaram a tendência da taxa de mortalidade por DCNT entre 2000 e 2013 para o Brasil utilizando estatística descritiva. Malta *et al.* (2019) observaram que 72,6% das mortes em 2013 foram atribuídas a causas evitáveis, ou seja, por DCNT, sendo dessas: 29,7% por doenças cardiovasculares, neoplasias 16,8%, 5,9% doenças respiratórias crônicas e diabetes 5,1%. Contudo, identifica-se um declínio na taxa média de mortalidade prematura em 2,5% ao ano. Essa diminuição aponta que o Brasil, caso siga essa tendência, atinja o objetivo de reduzir em 25% as mortes prematuras, objetivo esse firmado coma Organização das Nações Unidas como um dos objetivos do desenvolvimento sustentável.

Pereira *et al.* (2017) analisaram os fatores de risco para DCNT 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 (χ^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, além de 13% terem sobrepeso ou obesidade e 9% desnutrição.

Esses resultados apontam para um ambiente de alimentação escolar obesogênico e 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 com antecedência.

Baker *et al.* (2020) analisaram a transição nutricional e o consumo de alimentos ultraprocessados nas cinco regiões do mundo. Os autores identificaram alta expansão do consumo de alimentos ultraprocessados em países desenvolvidos e de renda média, principalmente, na população pobre e urbana. Identificou-se que há poucos países que regulam essa transição e quando o fazem sofrem contrapartidas da indústria de alimentos, diminuindo a capacidade de auxiliar no molde do consumo consciente da sociedade. Observou-se que a venda desses alimentos está relacionada com a incidência de DCNT.

Camargos *et al.* (2019) analisaram a expectativa de vida livre de incapacidade funcional (EVLI) para as regiões do Brasil em dois cortes temporais, utilizando a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 1998 e a PNS de 2013 por meio do método de Sullivan. Os autores verificaram que houve aumento da expectativa de vida da população brasileira, principalmente na região Sul e no Sudeste, pelo qual vivem durante mais tempo e com maior período com saúde. Esses resultados não foram significativos para o Norte e o Centro-Oeste.

Assunção e França (2020) com o objetivo de verificar os fatores ocupacionais que mais afetaram as DCNT no Brasil utilizaram os dados do *Global Burden of Disease* (GBD) entre 1990 e 2016 utilizando análise descritiva. Os resultados demonstraram que tanto na faixa etária entre 15 e 49 anos, quanto na 50 e 69 anos a hipertensão arterial, colesterol elevado, hiperglicemia e deficiência na ingestão de fibras, frutas e vegetais são as principais causas correlacionadas com incapacidade (aposentadoria precoce ou licenças) e mortes prematuras no Brasil.

Finaret e Masters (2019) descreveram a área de estudos da economia da nutrição fazendo um resgate teórico e empírico dos impactos das políticas alimentares em diversos países. Suas principais conclusões foram que os programas e ações governamentais de alimentação são eficazes para melhora na saúde geral da população e que a alimentação inadequada limita tanto o crescimento infantil, quanto o seu desenvolvimento cognitivo e o

potencial capital humano. O estudo também verificou que a disponibilidade de alimentos saudáveis pode ser tão eficiente quanto o aumento da renda, visto que ao melhorar os rendimentos altera-se a qualidade dos alimentos e não a quantidade.

Li *et al.* (2006) exploraram o risco de doenças cardiovasculares para os níveis de Índice de Massa Corpórea (IMC) com a relação cintura-quadril (RCQ) para a população de 45 a 73 anos de Malmö (Suécia) utilizando regressão linear, regressão logística e métodos multivariados com dados do *Malmö Diet and Cancer*. Os resultados demonstraram que os níveis de IMC e a RCQ são bons preditores para o risco de doenças cardiovasculares, principalmente em mulheres, e quanto mais alto é o IMC e/ou RCQ maior foi a prevalência de hipertensão e diabetes.

Silva, Souza e Balbinotto Neto (2019) aferiram a relevância da obesidade nos rendimentos do trabalho por gênero no Brasil com os Dados da PNS de 2013 utilizando regressões quantílicas e regressões pelo método de pareamento. Os resultados apontaram que sob a perspectiva das regressões quantílicas houve associação positiva entre o peso e o salário para os homens, sendo estatisticamente significativo. No entanto, pela estimação por pareamento demonstraram que possuir algum grau de obesidade tem um efeito negativo e significativo nos salários entre -10,9% e -26,8% para os homens e -5,1% e -10,5% para as mulheres. O pareamento de indivíduos com características próximas, com exceção de ter ou não algum grau de obesidade, permite observar que a obesidade está associada tanto em desenvolver outras DCNT, quanto na diminuição rendimentos do trabalho.

Everson *et al.* (2002) evidenciaram a relação entre o nível socioeconômico e seu impacto na depressão, DCNT, obesidade e diabetes nos Estados Unidos da América. Os autores verificaram que os efeitos dessa relação são mais perversos para as camadas de baixo nível socioeconômico, principalmente para os mais jovens, visto que esse efeito persiste ao longo da vida. Ocorre que essa desvantagem econômica é cumulativa, o que torna os indivíduos ainda mais suscetíveis a terem problemas de saúde no futuro.

Moura, Carvalho e Silva (2007) investigaram a repercussão das DCNT na concessão de auxílio-doença e aposentadoria por invalidez em Recife – PE, entre 2000 e 2002 utilizando os dados do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) por meio de estatística descritiva. Os resultados indicaram que a hipertensão arterial e diabetes tipo mellitus foram os principais responsáveis pela concessão de auxílio-doença, enquanto as doenças vasculares, diabetes e câncer foram determinantes nas aposentadorias por invalidez. Aproximadamente 70% dos benefícios por doença foram concedidos a indivíduos entre 17 e 48 anos, ou seja, indivíduos em idade economicamente ativa e em relação as aposentadorias por invalidez foram 47% dos benefícios concedidos. Os autores identificaram que um dos possíveis fatores determinantes foi a dificuldade de acesso aos serviços de saúde local, o que pode explicar pelo qual as DCNT, representaram 35% dos benefícios totais concedidos.

Santos *et al.* (2015) analisaram as aposentadorias por incapacidade dos servidores municipais de Uberlândia – MG, entre 1990 e 2009 utilizaram os dados da INSS, da Junta Oficial de Inspeção Médica do Município e da Divisão de Engenharia, Segurança e Medicina do Trabalho. Os resultados demonstram que 70,3% das aposentadorias por invalidez foram causadas por uma ou mais DCNT, desses 46% tinham menos de 50 anos de idade. Outro estudo analisou às perdas de produtividade decorrentes do absenteísmo e da aposentadoria precoce devido a problemas de saúde para o Brasil e concluiu que os custos econômicos foram equivalentes a 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 para os Estados Unidos da América, utilizando regressão de dados em painel em dois estágios entre 2007 e 2009. Os resultados evidenciaram que a relação entre a prevalência de obesidade e os gastos públicos com saúde foram significativos, de modo que

em 2009 com a obesidade foram gastos US\$ 166,2 bilhões, representando 15% dos gastos públicos com saúde daquele ano.

Rosenberger *et al.* (2005) estimou as relações entre custos com saúde, sedentarismo e obesidade de West Virginia (Estados Unidos da América), por meio de regressão espacial com dados de 55 cidades. Os resultados verificaram que os gastos com saúde foram correlacionados positivamente com a existência de centro de tratamento cardíaco e com a população acima de 65 anos e negativamente com a população que vive em proximidade com outros estados, o que pode facilitar o acesso ao sistema de saúde dessas localidades. Enquanto o sedentarismo foi negativamente correlacionado com o nível educacional dos maiores de 25 anos e com a existência de parques públicos. A obesidade foi associada positivamente com o sedentarismo. Os três modelos possuíram efeito *spillover* positivo e significativo, de modo que a variação dos gastos em saúde, do sedentarismo e da obesidade de uma cidade impactam as mesmas variáveis em sua região vizinha, além de um efeito direto na região, pode transbordar para demais, o que pode ajudar explicar a epidemia global da obesidade.

A partir desta seção observou-se que alimentação não saudável e o sedentarismo são fatores que influenciam diretamente a chance de contrair alguma (ou mais) DCNT ao longo da vida, podendo afetar desde desenvolvimento cognitivo, quanto os rendimentos do trabalho, além de provocar aposentadorias precoce ou mesmo óbito prematuro. Na seção a seguir serão discutidos a metodologia e os dados utilizados neste estudo.

3 Metodologia

3.1 Análise exploratória de dados espaciais

A análise exploratória de dados espaciais (AEDE) é o método utilizado para aferir como a autocorrelação espacial interage com a base de informações (ALMEIDA, 2012). Trazendo para o escopo deste estudo, a AEDE verifica como a incidência de óbitos por DCNT e os gastos públicos com saúde e educação afetam a região a qual o município pertence, assim como é afetado pelas cidades próximas. Para isso são necessários dois conceitos importantes: as matrizes de pesos espaciais e o método de verificação da autocorrelação: o índice de Moran global e local univariado.

A autocorrelação espacial pode se manifestar de algumas maneiras³, e neste estudo, utilizou-se as matrizes espaciais com pesos do tipo contiguidades (proximidade) e k vizinhos (sendo $k = 1, 2, 3, \dots, 24^4$). Para aferir a autocorrelação foi empregada uma matriz georreferenciada disponibilizada pelo IBGE (2023) que permite observar todas as possibilidades de conexões, indicando um caso o município tenha alguma conexão com outro e zero caso contrário (ALMEIDA, 2012; CLIFF; ORD, 1981).

A conexão entre as cidades na matriz de pesos espaciais foi construída utilizando as noções empregadas no jogo de xadrez, de modo a imitar o deslocamento de algumas das peças. Nesse estudo foi utilizado as matrizes de contiguidade de três tipos: rainha, torre e k vizinhos. A do tipo rainha considera qualquer tipo de contiguidade existente entre municípios, enquanto a do tipo torre considera apenas as conexões mais contundentes, pôr fim a do tipo k vizinhos considera qualquer tipo de conexão existente (inclusive “vizinho de vizinhos”), sendo considerado de um a vinte quatro vizinhos próximos (ALMEIDA, 2012). Para o correto

³ Para mais informações vide Almeida (2012).

⁴ O máximo de contiguidades municipais observadas no território brasileiro são vinte e três.

designio da matriz de pesos espaciais a ser empregue nesse estudo foi calculado as estatísticas do índice de Moran global e local univariado (STAKHOVYCH; BIJMOLT, 2009).

Trazendo para o escopo deste estudo, o índice de Moran global univariado (I) verifica como os óbitos por DCNT interage como o ambiente dada a existência de dependência espacial entre as cidades. A estatística mede a proporção de desvios em torno da média da autocorrelação espacial e varia entre $-1 < I < 1$. Quanto mais próximo zero o índice indica ausência de dependência espacial, enquanto mais próximo de um indica autocorrelação espacial. O índice pode ser 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 (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 é o vetor de número de óbitos por DCNT a cada 100 mil habitantes (ALMEIDA, 2012).

O índice Moran local univariado (I_i) determina a autocorrelação para cada cidade, permitindo, visualizar a formação de *clusters* e o comportamento desses conglomerados locais, de modo a formar quatro quadrantes: alto-alto (AA), baixo-baixo (BB), alto-baixo (AB) e baixo-alto (BA). O índice de Moran local univariado utiliza como parâmetro o I_i maior que zero para designar semelhanças entre as unidades, menor que zero para desigualdades e zero que implica em ausência de *clusters*. Essa 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; DCNT_i é a quantidade de mortes observadas na cidade i ; 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 aferição da existência do comportamento dos dados de modo espacial é importante, pois conforme observado por Rosenberger *et al.* (2005) para os Estados Unidos da América as DCNT podem se correlacionar com o meio ambiente, o que motiva o teste empírico para o Brasil. Caso não se constatasse a abordagem espacial dos dados utilizar-se-ia a metodologia econométrica linear clássica.

3.2 Especificação dos modelos econométricos

Dada a existência do comportamento espacial dos dados o método clássico passa a ser viesado e inconsistente, evocando a necessidade de implementação de métodos e modelos que abordem essas particularidades. Assim, serão especificados modelos econométricos de dados em painel espacial, que como o clássico pode ser circunscrito em efeitos fixos (EF) e os efeitos aleatórios (EA), e se utilizou o teste de Hausman para selecionar o efeito mais adequado para estimação do modelo (GREENE, 2012). O modelo de EF foi o selecionado e a seguir são apresentados os modelos considerando essa abordagem.

O primeiro modelo é o clássico de dados em painel com EF que é especificado como:

$$\text{DCNT}_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

em que DCNT_{it} é o vetor da variável dependente no município i no ano t , sendo $i = 1, 2, 3, \dots, 5570$ e $t = 2013, 2014, 2015, 2016, 2017, 2018, 2019$; α reporta os efeitos fixos; X_{it} o vetor das variáveis independentes; β é o vetor transposto de parâmetros; ε_{it} são os resíduos aleatoriamente distribuídos. Contudo, o modelo negligencia a autocorrelação

espacial, logo para resolver isso são apresentados os seguintes modelos com defasagem espacial: SLX, SAR, SEM e SAC.

O modelo *Spatial Model with Lag in X* (SLX) realiza a defasagem espacial apenas nas variáveis independentes, sendo especificado como:

$$DCNT_{it} = \beta X_{it} + \theta W_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

em que θ é o parâmetro que capta 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 que pode ser descrita como:

$$DCNT_{it} = \rho W_i DCNT_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

em que ρ é o parâmetro que reporta o efeito do quanto uma variação da média dos óbitos por DCNT de uma cidade pode afetar os municípios próximos (ELHORST, 2014).

Enquanto o modelo *Spatial Error Model* (SEM) considera a possibilidade de os resíduos interagirem de maneira espacial, representado por:

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

$$\xi_{it} = \lambda W_j \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

em que λ possibilita deduzir a dependência espacial dos resíduos caracterizados por efeitos não modelados ou por ausência de variáveis mensuráveis disponíveis (ELHORST, 2014).

O modelo *Spatial Autoregressive* (SAC) pode ser especificado como:

$$DCNT_{it} = \rho W_i SAEB_{it} + \beta X_{it} + \xi_{it} \quad (8)$$

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

Em que considera tanto uma defasagem espacial na variável dependente, quanto nos resíduos.

Os modelos apresentados têm por 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 ainda que o método de estimação utilizado foi o de máxima verossimilhança.

3.3 Testes Econométricos

De posse do modelo, parte-se para sua especificação, sendo necessários testes a fim de garantir o melhor ajustamento do modelo possível. Iniciou-se, com o teste de White que afere a presença de heterocedasticidade nos dados. Em seguida, realizou-se o teste de Chow que compara o modelo *pooled* com o de EF e o teste de Breusch-Pagan que contrapõe o modelo *pooled* em relação ao EA. No entanto, ambos os testes apontaram para as hipóteses de efeitos não observáveis (EF e EA), logo realizou-se os testes de Hausman e Hausman robusto (1978), que por meio de comparação verifica qual das estimativas dos modelos (EA ou EF) é a mais adequada a ser interpretada (GREENE, 2012).

Realizou-se o teste de Wooldridge que diagnóstica da presença de autocorrelação dos resíduos nos modelos de dados em painel (GREENE, 2012). Por fim, realizou-se os testes de CD de Pesaran (2004; 2015) que permitem verificar a dependência transversal nos modelos de dados em painel e a fraca dependência transversal (hipótese mais fraca), respectivamente. Esse teste consiste em verificar a correlação média entre as unidades de *cross-section*. A Tabela 1 especifica as hipóteses dos testes.

Para comparar qual o modelo, entre os estimados é o mais adequado a ser interpretado, utilizou-se o critério de Informação de Akaike (AIC). Esse critério afere a qualidade entre os modelos empregando para comparação que quanto menor o valor do AIC mais adequado o aporte do modelo para ser interpretado (BOZDOGAN, 1987).

3.4 Fonte e base de dados

Foram selecionadas quatro variáveis em nível municipal: a variável dependente é a incidência de óbitos por causas evitáveis 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 foram escolhidos os gastos públicos com saúde e educação *per capita* a preços de 2019 do Siconfi da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e como covariável o PIB *per capita* a preços de 2019 do IBGE. A nomenclatura das variáveis é detalhada na Tabela 2.

As DCNT foram definidas e indicadas pela CID-10⁵ utilizando os critérios descritos na *Nota informativa dos Aspectos metodológicos do coeficiente de mortalidade prematura por doenças crônicas não transmissíveis* determinando como óbitos por causas evitáveis os causados por neoplasias, diabetes mellitus, doenças cardiovasculares e doenças respiratórias crônicas na população entre 30 e 69 anos (BRASIL, 2018).

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 : Não autocorrelação H _A : Autocorrelação

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 2 - Descrição das variáveis utilizadas

Descrição	
Variável dependente	
DCNT	Óbitos por Doenças Crônicas Não Transmissíveis por 100 mil habitantes
Variáveis independentes	
ln(G.Saúde)	Logaritmo natural dos gastos públicos com saúde
ln(G.Educação)	Logaritmo natural dos gastos públicos com educação
ln(PIB. <i>percapita</i>)	Logaritmo natural do Produto Interno Bruto <i>per capita</i>

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na seção a seguir apresentam-se as estatísticas descritivas, os resultados obtidos e sua respectiva discussão.

⁵ Classificação estatística internacional de doenças e problemas relacionados com a saúde.

4 Análise e discussão dos resultados

A saúde é um fator fundamental para formação de capital humano, para o aumento da expectativa de vida e para investimentos públicos em saúde (CAMARGOS *et al.* 2019; CUNHA; HECKMAN; SCHENNACH, 2010; ROSENBERGER *et al.* 2005). Assim, tem-se por objetivo verificar a existência do comportamento espacial dos óbitos por DCNT, usando o índice de Moran global e local univariado e estimar os efeitos dos gastos públicos em saúde e educação utilizando um painel de dados espaciais a nível de cidade entre 2013 e 2019.

4.1 Estatísticas descritivas

As estatísticas descritivas das variáveis são dadas na Tabela 3.

Tabela 3 - Estatística descritiva

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
DCNT	295.0942	115.4921	0.0000	1263.1580
G.Saúde	806.2606	379.9972	0.1869	4886.1300
ln(G.Saúde)	6.5970	0.4426	-1.6773	8.4942
G.Educação	999.7724	368.5153	0.0490	6978.0230
ln(G.Educação)	6.8433	0.3868	-3.0164	8.8505
PIB. <i>percapita</i>	25268.3200	26526.3500	441.9730	1125243.0000
ln(PIB. <i>percapita</i>)	9.8675	0.6890	6.0912	13.9335

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.

Nota: Os valores monetários foram corrigidos para preços de 2019 pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

Na Figura 1, observa-se que no período entre 1996 e 2020 houve uma tendência de diminuição das mortes por causas evitáveis, de modo a corroborar com a evidência positiva de que o acesso a hospitais e postos de saúde em conjunto com o *Pacto Global* por meio dos *Objetivos de Desenvolvimento Sustentável* tem diminuído os óbitos por DCNT de modo geral. Porém há disparidades entre as regiões. Essas diferenças vêm diminuindo ao longo do tempo, porém a região Sul possui 33,5% mais óbitos nessa categoria que a região Norte, conforme observado na Figura 1.

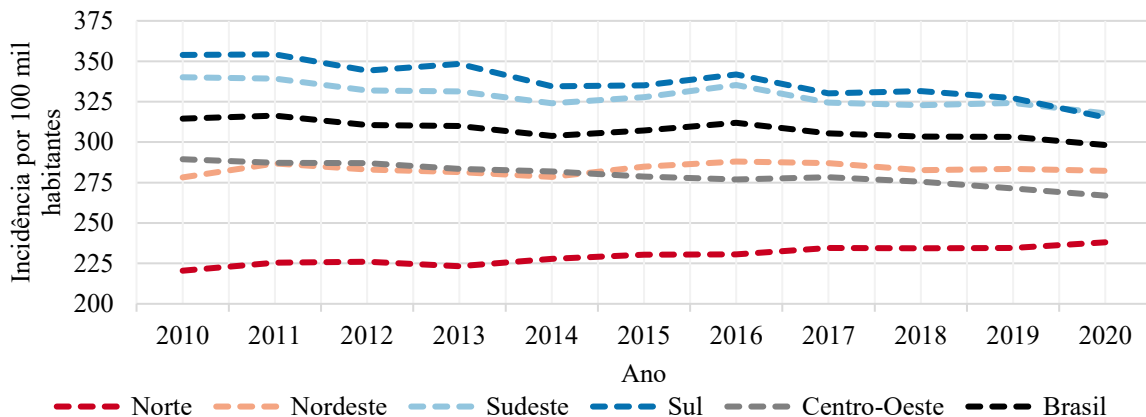
No entanto, sob a perspectiva proporcional de óbitos por DCNT ocorridos em comparação com todas as demais causas (inclusive violência e acidentes de trânsito), observou-se que esse valor tem se acentuado nas últimas duas décadas. No Brasil foram 66% das causas, enquanto a média mundial foi de 61% em 2019, conforme o Figura 2.

Observa-se queda na incidência entre 1996 e 2019, nesse período houve, aproximadamente, 2 milhões de mortes causadas por alguma das DCNT no Brasil (cerca de 300 mil por ano). As doenças cardiovasculares e as neoplasias foram as principais causas, seguidas pela diabetes, doenças respiratórias crônicas e a obesidade, respectivamente, conforme a Figura 3. Cabe ressaltar que apesar do número de óbitos por obesidade ser pequeno ele pode ser subestimado, visto que a CID-10 indica somente a principal causa da morte, logo essa pode estar correlacionada com alguma outra DCNT. Ainda assim, registram-se em média cerca de 11 mil óbitos por ano nessa categoria no Brasil.

Na Figura 4 observa-se que a maior incidência está localizada nas Regiões Sul e Sudeste, além da costa do Nordeste em especial nos Estados da Paraíba, Pernambuco e Alagoas. Entre 2013-2020 essa concentração diminuiu, contudo, permanece sendo significativa nessas regiões. A Região Centro-oeste também apresenta ocorrência elevada na fronteira com Bolívia e Paraguai e nas confluências com a Região Sul e Sudeste. Já Região

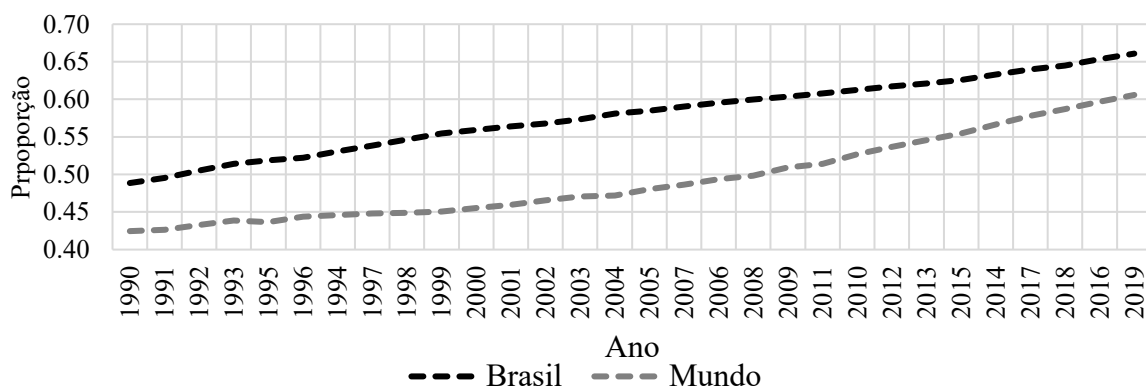
Norte apresenta a menor incidência nacional apresentando um espriamento de casos no período. A Tabela 4 apresenta a quantidade de cidades em cada intervalo.

Figura 1 – Incidência de óbitos por Doenças Crônicas Não Transmissíveis entre 2010-2020 no Brasil da população de 30-69 anos



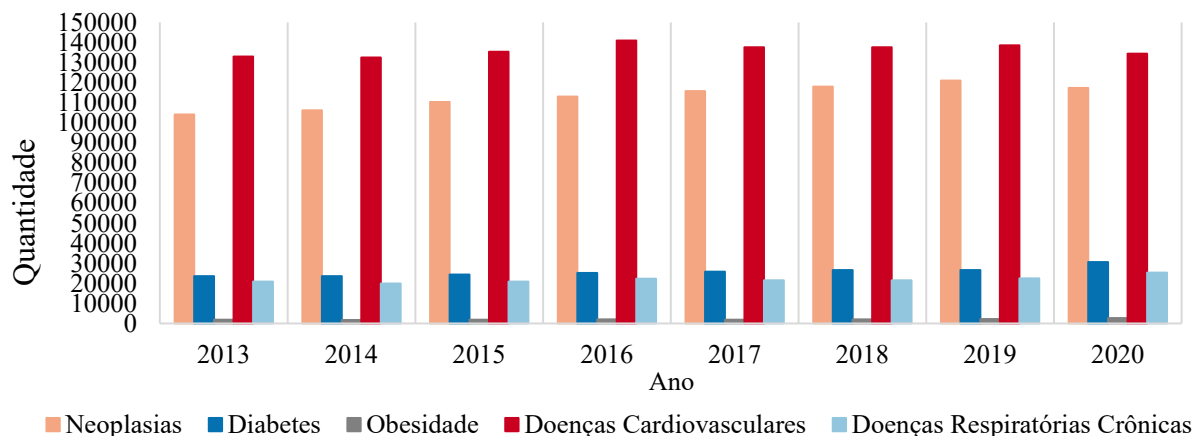
Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do DataSUS.

Figura 2 – Proporção de óbitos por Doenças Crônicas Não Transmissíveis entre 1990-2019 da população de menos de 70 anos no Brasil e no mundo



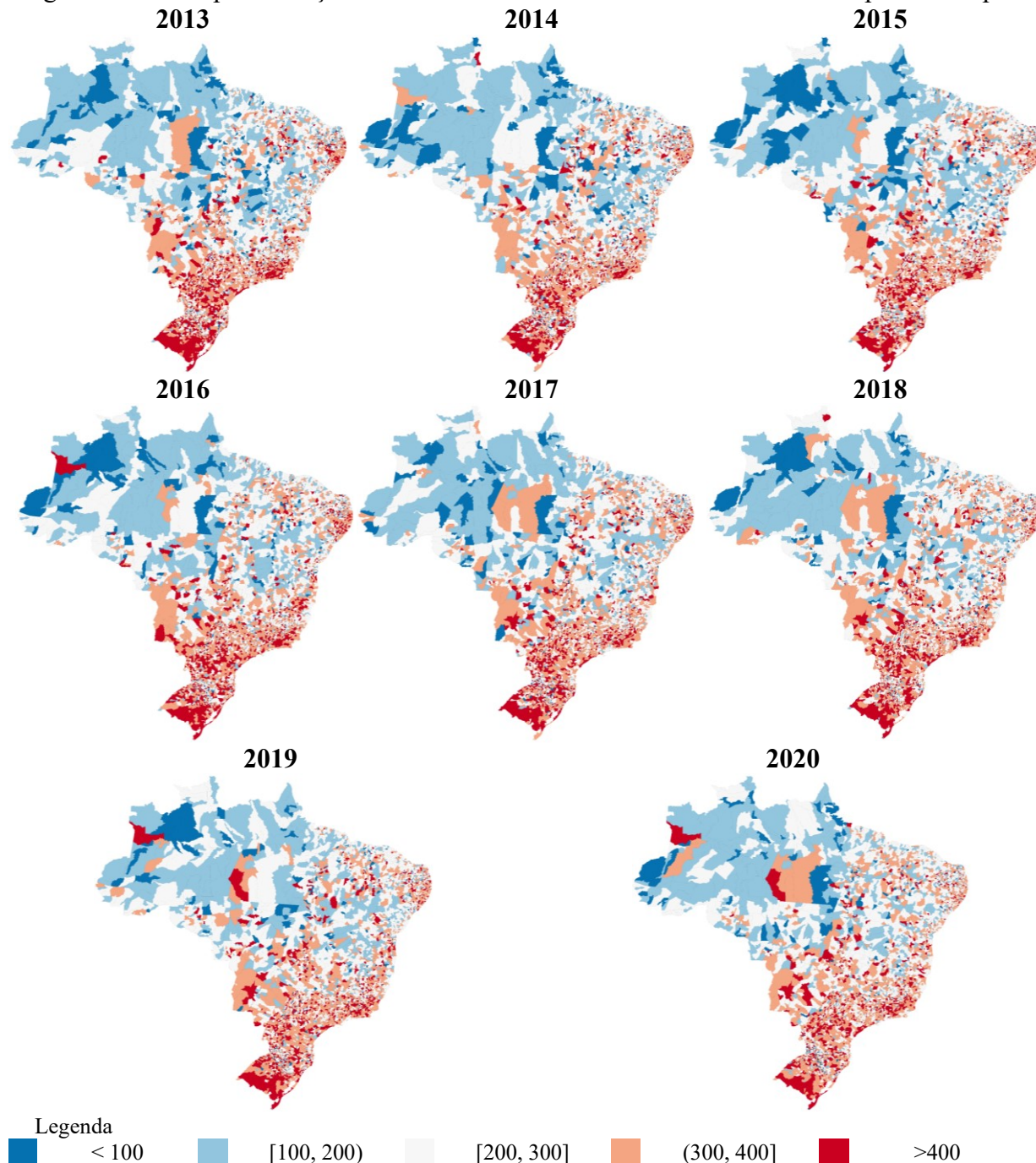
Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados do *Global Burden of Disease* do *Institute for Health Metrics and Evaluation*.

Figura 3 – Incidência de óbitos por categoria das Doenças Crônicas Não Transmissíveis entre 2013-2020



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

Figura 4 - Óbitos por Doenças Crônicas Não Transmissíveis entre 2013-2020 por municípios



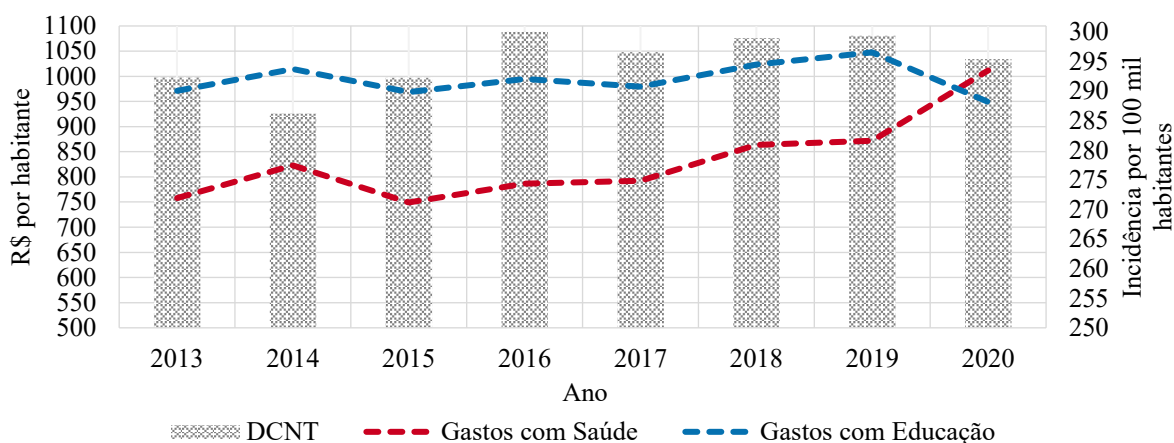
Na Figura 4 verificou-se indícios observacionais da possível existência do comportamento espacial dos óbitos por DCNT a cada ano. Assim, parte-se para testes específicos para verificar a autocorrelação, ou seja, a análise exploratória de dados espaciais, a fim de averiguar a significância estatística desse comportamento e a sua distribuição, em modo a formar *clusters* de incidência.

Tabela 4 - Quantidade de cidades por intervalo de óbitos 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.

Figura 5 – Evolução dos gastos públicos e a incidência de óbitos por Doenças Crônicas Não Transmissíveis entre 2013-2020



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

4.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais

Para verificar a autocorrelação espacial foi testado todas as possibilidades de pesos espaciais, ou seja, contiguidades do tipo rainha, torre e k vizinhos. Observa-se que as estatísticas de I de Moran global univariado foram significativas estatisticamente, pelo qual todos os valores foram análogos. Desse modo, a contiguidade do tipo rainha foi escolhida para avaliar a distribuição espacial, pois considera todas as conexões entre os territórios, isso é importante, pois segundo Tobler (1970) tudo está correlacionado com o todo, no entanto coisas mais próximas estão mais relacionadas do que as mais distantes. Na Tabela 5 é apresentado as estatísticas obtidas por meio do I de Moran global para cada ano.

Os resultados da Tabela 5 mostram evidências significativas da distribuição espacial a ser considerada ao estimar modelos que abordem as DCNT. No entanto, cabe ressaltar que I de Moran global pode negligenciar padrões e interações locais na distribuição, assim calcula-se o I_i de Moran local univariado.

A Figura 6 apresenta esses resultados e verifica-se a existências de *clusters* significativos. A cor cinza indica ausência de *clusters*, a vermelha revela concentrações AA, em azul vibrante conglomerados BB, enquanto em lilás e rosa representam-se os agrupamentos BA e AB, respectivamente. No período analisado houve entre 21% e 26% de formação de *clusters* no território brasileiro. A Tabela 6 apresenta o número de cidades em cada grupo por ano.

Na Região Norte, houve concentração BB em todo o período analisado, de modo que se formou um grande *cluster* em todo o território. Destaca-se que algumas cidades tiveram um

número elevado de óbitos (AB), sendo pertencentes as mesmas microrregiões, como as cidades de Itaituba e Altamira no Pará. Enquanto no Nordeste brasileiro, identificou-se um conglomerado BB entre 2013 e 2020 que foi deixando de ser significativo ao longo do tempo nos limítrofes com a região Sudeste. Também observou-se que neste período houve um conglomerado AA entre os estados de Alagoas, Pernambuco e Paraíba, que surgiram e desapareceram intercalando os anos na proximidade da costa oceânica.

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
Distancia Inversa	0.172	0.130	0.136	0.140	0.130	0.126	0.115
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.

Tabela 6 - Quantidade de cidades por *clusters*

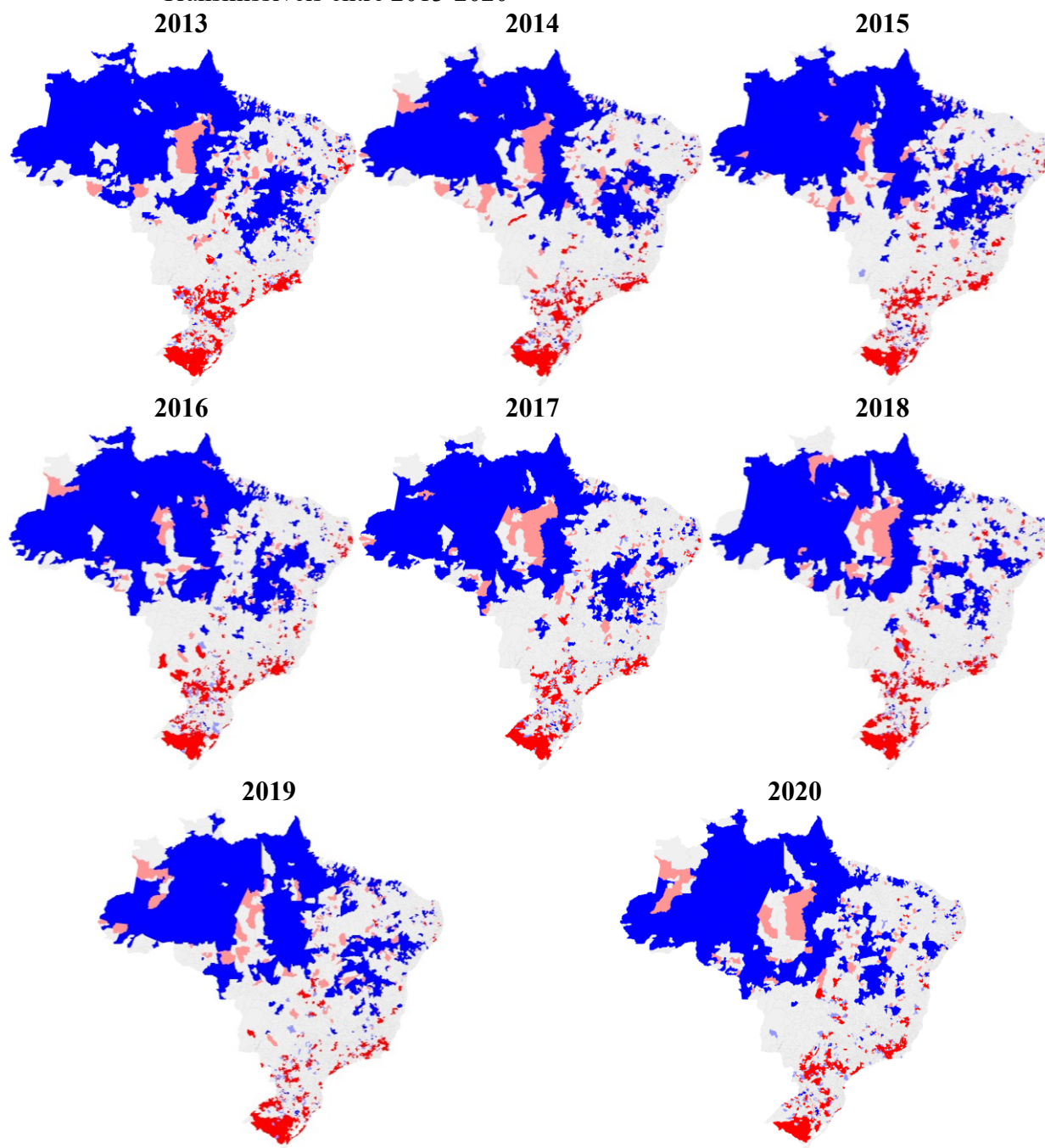
Ano	AA	BB	BA	AB	Não Significativo
2013	566	626	163	110	4103
2014	448	567	155	107	4291
2015	464	573	136	123	4272
2016	468	547	149	123	4281
2017	424	561	169	120	4294
2018	428	567	155	128	4290
2019	363	546	145	124	4390
2020	426	504	151	127	4360

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

Na Região Centro-Oeste, houve uma aglomeração BB nos limites de confluência com o Norte e Nordeste, sob os estados de Mato Grosso e Goiás. Além desse, formou-se também outro na fronteira com a Bolívia que perdurou até 2020.

Na Região Sudeste, houve um *cluster* AA, identificado nos estados do Rio de Janeiro e São Paulo em todo o período. Todavia nas fronteiras com o Nordeste, verificou-se um conglomerado BB que foi intensificado e aumentado ao longo do tempo da análise.

Figura 6 - Índice de Moran local univariado dos óbitos por Doenças Crônicas Não Transmissíveis entre 2013-2020



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 Sul, observam-se quase exclusivamente *clusters* AA em todo período, concentrando-se, principalmente, no Rio Grande do Sul que abarcou parte significativa das cidades e suas conexões com o Uruguai. Houve também um conglomerado AA no Paraná em especial na fronteira com São Paulo e em algumas confluências com Santa Catarina.

Diante disso, verifica-se que a taxa de mortalidade se concentra em conglomerados urbanos do Sudeste e Nordeste e no estado do Rio Grande do Sul. Isso pode estar correlacionado com a vulnerabilidade socioeconômica na população, em especial, da pobre e urbana (BAKER *et al.* 2020; EVERSON *et al.* 2002). Verificado a existência de autocorrelação espacial, parte-se para a estimação dos modelos de dados em painel espacial e dos testes de especificação.

4.3 Procedimentos econométricos espaciais

Inicia-se com os testes implementados. O teste de White verificou heterocedasticidade nos dados no modelo *pooled* e o teste de Wooldridge diagnosticou não haver autocorrelação entre os resíduos do modelo de EF. Os testes de Chow e Breusch-Pagan indicaram a hipótese alternativa como resultado, logo fazem-se necessário os testes de Hausman e Hausman robusto que indicaram os efeitos fixos como apropriados.

Por fim, realizou-se os testes CD de Pesaran (2004; 2015) que buscaram identificar a dependência transversal e a fraca dependência transversal (hipótese mais fraca) nos modelos de dados em painel. Os resultados apontaram haver correlação entre as unidades de *cross-section* do painel, o que pode ser um sinal da importância de considerar a dependência espacial nas estimações. Na Tabela 7 são apresentados os resultados dos testes realizados. Assim, realizados os testes de especificação, parte-se para estimação. Para a inclusão da defasagem espacial nos modelos estimados foi utilizado a contiguidade do tipo Rainha.

4.4 Resultados e discussão dos resultados

Os resultados dos modelos clássico, SLX, SAR, SEM e SAC são apresentados com o objetivo de comparar os resultados e auxiliar no suporte de robustez do modelo. Todavia, o critério AIC sugeriu o modelo SAR para ser interpretado. Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 8. Tal como o observado por Rosenberger *et al.* (2005) para os Estados Unidos da América, observou-se efeitos relevantes da distribuição espacial dos dados para o Brasil.

Tabela 7 - Resumo das estatísticas de teste.

Teste	Estatística p-valor
Breusch-Pagan	11101.18 0.0000
Chow	8.79 0.0000
CD de Pesaran (2004)	28.93 0.0000
CD de Pesaran (2015)	26.53 0.0000
Hausman	169.85 0.0000
Hausman robusto	83.83 0.0000
White	2311.62 0.0000

Wooldridge	0.50 0.4667
------------	-----------------------

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

Tabela 8 - Regressões

Variável	EF	SLX	SAR	SEM	SAC
	p-valor	p-valor	p-valor	p-valor	p-valor
ln(G.Saúde)	12.9887 *** 0.0000	-	12.9431 *** 0.0000	12.9647 *** 0.0000	12.9501 *** 0.0000
ln(G.Educação)	-2.5803 0.2336	-	-2.5506 0.2889	-2.5154 0.2960	-2.5387 0.2915
ln(PIB. <i>percapita</i>)	6.5997 * 0.0955	-	6.5054 * 0.0833	6.4882 * 0.0852	6.4990 * 0.0840
Constante	162.85 *** 0.0001	-	-	-	-
θ .ln(G.Saúde)	-	10.2329 0.1194	-	-	-
θ .ln(G.Educação)	-	-10.611 0.1063	-	-	-
θ .ln(PIB. <i>percapita</i>)	-	19.488 ** 0.0231	-	-	-
ρ	-	-	0.0233 ** 0.0418	-	0.0160 0.7269
λ	-	-	-	0.0231 ** 0.0442	0.0076 0.8688
σ_e	74.4056	93.3566	93.3228	93.3230	93.3240
R ²	0.0424	0.0026	0.0423	0.0423	0.0427
AIC	458374.1	398064.6	398044.1	398044.6	398046.5

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 mostram que os gastos públicos com saúde exerceram efeito positivo sob os óbitos por DCNT. De modo que, a cada morte adicional gerou um gasto aproximado de R\$ 0,12 por indivíduo. O que produz um gasto público em saúde de cerca de R\$ 213518,96 - em média, por ano. Isso incide que uma parcela relevante da força de trabalho brasileira (2 milhões) foi perdida por causas evitáveis. Becker e Siqueira (2022) utilizando um painel de estados não encontraram evidências significativas para os efeitos dos gastos com saúde para a população em idade escolar. Contudo Rosenberger *et al.* (2005) observou uma correlação positiva dos gastos com saúde com tratamento de doenças cardíacas.

Os gastos públicos com educação não foram significativos em nenhuma estimação. Porém os efeitos seguem o sinal constatado na literatura abordada, que indica a educação como capaz de reduzir os óbitos por DCNT. Malta *et al.* (2017) verificaram que a população mais sucessível as DCNT são os que possuem baixa escolaridade, Everson *et al.* (2002) apontam que os menos educados e os mais vulneráveis economicamente são os mais atingidos por isso. Isso evoca a necessidade de uma ampliação do Programa Saúde da Família que foque na prevenção e no controle dessas doenças.

O PIB *per capita* foi adicionado com o intuito de controlar melhor os efeitos não observados, principalmente dado o fato de que se verificou que a renda dos indivíduos são fundamentais para a saúde.

Os parâmetros espaciais foram significativos tanto no modelo SAR quanto no modelo SEM, pelo qual tiveram um efeito de 0.02. Isso implica em uma associação positiva de transbordamento dos efeitos internos dos óbitos por DCNT nos municípios vizinhos

utilizando a contiguidade de tipo Rainha. E dado ao fato de ser positivo indica que o aumento de óbitos no município pode exercer aumento nas cidades adjacentes.

Os resultados apontaram que os gastos públicos em saúde e educação exercem efeito nos óbitos por DCNT, porém são necessários estudos e dados que aprofundem a medição de variáveis, permitindo assim capturar o efeito causal dos gastos. Dessa maneira, políticas públicas voltadas para uma alimentação mais saudável, a prática de exercícios físicos e propagandas de promoção de hábitos saudáveis podem auxiliar no alívio desse problema, podendo diminuir o absenteísmo e melhorar o acúmulo de capital humano.

5 CONCLUSÃO

A saúde é fundamental para economia. Porém anualmente perdeu-se 1,6 milhões de pessoas na janela de idade economicamente ativa entre 30-69 anos em mortes por causas evitáveis. No Brasil, 54,7% dos óbitos ocorridos em 2019 foram provocadas por DCNT nessa faixa etária e ao estender para a população a incidência compreendeu 76% das causas naquele ano.

Esse estudo investigou a existência da autocorrelação espacial dos óbitos por DCNT e estimou os efeitos dos gastos públicos em saúde e educação na incidência dos óbitos por causas evitáveis da população entre 30-69 anos utilizando dados em painel espacial em nível municipal. Os resultados apontaram que os efeitos dos gastos são significativos e com pouco impacto, contudo geram R\$ 213518.96 em gastos com saúde em média por ano. Além de que se constatou que é necessário considerar os efeitos espaciais ao abordar as DCNT.

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
- 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 Economia. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produto Interno Bruto por Município**, Brasília, DF, 2022. Disponível em: <https://bit.ly/3sXFTqk>. Acesso em: 3 nov. 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.

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/2AQAYS0>. 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/aapp/ppu014>. Acesso em: 5 jan. 2021.

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.