

Suicídio no Brasil: Uma Análise Espacial dos Determinantes Socioeconômicos e Climáticos

Rafael de Sousa Araújo¹  | Diego de Maria André² 

¹ Doutorando pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Pernambuco. E-mail: rafaelaraujo05@hotmail.com

² Professor adjunto no Departamento de Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: diegomandre@gmail.com

RESUMO

Este estudo objetivou analisar as taxas de suicídios registradas nos municípios brasileiros nos anos de 2000 e de 2010, associando esse fenômeno a variáveis econômicas, meteorológicas e sociais. Para isso, utilizou-se de um painel espacial balanceado, bem como de outras ferramentas da econometria espacial. Verificou-se que o modelo espacial mais adequado seria o de defasagem espacial, SAR, evidenciando que a variável dependente é parcialmente determinada pelos valores dela mesma nos municípios vizinhos. No geral, constatou-se que existe efeito transbordamento do suicídio entre os municípios. Além disso, pode-se evidenciar que as variáveis taxa de envelhecimento, taxa de desemprego e temperatura média relacionam-se positivamente com a taxa de suicídios; por outro lado, a proporção de pessoas sem religião, a proporção de divórcios e o volume de chuvas relacionam-se negativamente.

PALAVRAS-CHAVE

Suicídio, Econometria espacial, Dados em painel

Suicide in Brazil: A Spatial Analysis of Socioeconomic and Climatic Determinants

ABSTRACT

This study aimed to analyze the suicide rates recorded in Brazilian municipalities in the years 2000 and 2010, associating this phenomenon with economic, meteorological and social variables. We used a balanced spatial panel, as well as other tools of spatial econometrics. We found that the most appropriate spatial model would be the spatial lag, SAR, showing that the dependent variable is partially determined by its values in neighboring municipalities. In general, it was found that: there is a spillover effect of suicide among the municipalities. In addition, it can be seen that the variables aging rate, unemployment rate and average temperature are positively related to the suicide rate; on the other hand, the proportion of people without religion, the proportion of divorces and the volume of rainfall are negatively related.

KEYWORDS

Suicide, Spatial econometrics, Panel data

CLASSIFICAÇÃO JEL

C21, I10, Z13

1. Introdução

Nas palavras de Durkheim (2000), o suicídio é o resultado direto ou indireto de um ato autoprovoado, ciente, positivo ou negativo, influenciado por fatores intermediários. É um problema social que impacta em diversos contextos e aspectos da sociedade e que sua frequência tem aumentado por todas as regiões do Brasil e de muitos países do mundo.

Entre os anos de 2000 e de 2010, o suicídio no Brasil aumentou aproximadamente 40%. Entre os principais meios utilizados estão o enforcamento/estrangulamento, o uso de armas de fogo e o atirar-se de locais elevados. Em 2016, o Brasil ocupava a 114^a posição no ranking mundial sobre taxa de suicídios padronizada por idade para o gênero feminino e 103^a para o masculino, com taxas de aproximadamente 3 e 10 mortes por 100 mil habitantes, respectivamente. Isso, em números absolutos, é igual a 11.433 casos. Já em 2018, foram registradas 14.751 mortes dessa natureza, o equivalente a aproximadamente 40 casos por dia. Ou seja, no Brasil, o intervalo de tempo entre uma fatalidade dessa natureza e a próxima é de aproximadamente 35 minutos (DATASUS, 2019).

Além disso, de acordo com a Organização Mundial da Saúde (OMS, 2018), são registrados cerca de 800.000 casos de suicídio no mundo todos os anos, o que corresponde a 1 caso a cada 40 segundos. Esses dados são de 2016 e mostram que 79% dos óbitos ocorreram em países de baixa e média renda. Além disso, essa tem sido a segunda causa de mortes entre adultos jovens na faixa etária entre 15 e 29 anos.

Cerqueira et al. (2007) apresentam dados sobre o custo total pela perda de capital humano para os casos de suicídio no Brasil em 2001, estimado em R\$ 1,3 bilhão, correspondendo a 0,19% do PIB de 2001 e cerca de R\$ 163 mil por vítima. Do mesmo modo, estima-se que somente em 2010 foram gastos pelo menos R\$ 60 milhões com tratamentos de lesões, envenenamentos e outros, decorrentes de causas externas no Brasil (DATASUS, 2019).

Diante da problemática exposta, várias ciências têm buscado meios de contribuir para uma análise do suicídio e de suas motivações. O presente trabalho se volta para uma contribuição nas diversas abordagens da temática, tendo como base a teoria econômica. Assim, o objetivo geral deste estudo foi explicar, principalmente, a seguinte indagação: como variáveis econômicas, meteorológicas e sociais determinam a taxa de suicídios nos municípios brasileiros?

Dessa forma, esta análise mostra-se relevante por vários motivos, entre eles: permite entender melhor quais das variáveis em estudo explicam a taxa de suicídios nos municípios brasileiros; além das variáveis econômicas e sociais, analisaram-se os efeitos da temperatura média e da seca na taxa de suicídios; pretendeu-se evidenciar se a autoviolência letal no país possui concentrações e se há efeito de transbordamento para os municípios vizinhos mais próximos.

Para tanto, utilizou-se de um painel espacial balanceado, bem como da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), de Indicadores Locais de Associações Espaciais (LISA), de modelos de defasagem espacial (SAR), além de outras técnicas da econometria espacial.

Entre os principais resultados, pode-se evidenciar que existe relativo efeito de transbordamento do suicídio nos municípios, o que é intensificado naqueles que apresentam alta proporção de idosos, de desemprego e com temperaturas médias elevadas, assim como baixo volume de chuvas e baixa proporção de divórcios e de pessoas sem doutrina religiosa definida. A relação entre a taxa de suicídios e as variáveis climáticas não vai em desencontro das evidências encontradas na maioria das pesquisas que tiveram objetivos semelhantes, indicando que as condições meteorológicas impactam direta ou indiretamente na qualidade de vida dos indivíduos. No caso do Brasil (que é um país agrário), o nível de seca, por exemplo, impacta negativamente na geração de emprego, de renda, nas condições alimentares e, por consequência, no bem-estar das populações diretamente associadas. Dessa forma, constatou-se que, nessas condições, o suicídio torna-se mais provável.

Além da presente introdução, este estudo apresenta: uma revisão bibliográfica; os dados e os métodos utilizados; os resultados das estimações e as respectivas análises; por fim, as considerações finais.

2. Teoria econômica do suicídio: uma revisão sobre o processo de decisão

2.1 A tomada de decisão e os custos provenientes

Ao analisar o processo de decisão por cometer ou não o ato suicida, Becker e Posner (2004) argumentam que os indivíduos fazem escolhas racionais com a finalidade de maximizar sua utilidade e sempre se baseando em expectativas futuras. A decisão dependerá do nível de utilidade por permanecer vivo ou dos ganhos ao cometer o ato.

Alguns exemplos de custos discutidos por Becker e Posner (2004) e Bergeron e Bates (2014) são: medo evolucionariamente adaptativo da morte e da dor, punição antecipada da vida após a morte, risco de fracassar e ficar com sequelas, entre outros. Quanto aos ganhos, alguns exemplos são: fuga da dor emocional ou física, pacto pela morte e remorso em pedir ajuda.

Além dos custos ao indivíduo e àqueles entes próximos, existem outros custos que não podem ser descartados. Cerqueira et al. (2007) estimaram que os custos da violência no Brasil em 2004 foram de R\$ 92,2 bilhões, o equivalente a 5,09% do PIB, ou o valor *per capita* de R\$ 519,40. Esse tipo de estudo também foi realizado por Kinchin e Doran (2017) para o caso da Austrália e estimaram um custo médio de: US\$ 1.184,00 por incidente com ausência de curto prazo; US\$ 2,25 milhões por incapacidade total; e US\$ 1,69 milhão para cada fatalidade. Com relação aos custos totais, mensuraram

um valor estimado de US\$ 6,73 bilhões, sendo que boa parte desse gasto refere-se às tentativas com incapacidade total (77,3% ou US\$ 5,19 bilhões), seguido pelos custos dos suicídios propriamente ditos (22,5% ou US\$ 1,52 bilhão) e da ausência curta no trabalho (0,2% ou US\$ 13,31 milhões). Por fim, os autores calculam o gasto anual com as políticas estratégicas de prevenção ao suicídio de US\$ 40,97 milhões, resultando em um benefício de US\$ 1,50 para cada US\$ 1,00 investido.

A partir disso, Bergeron e Bates (2014) corroboram Becker e Posner (2004) ao afirmarem que é possível reduzir a taxa de suicídios se, através das políticas de prevenção, aumentarem os custos do ato ou diminuïrem os benefícios associados. Botega et al. (2006) acreditam que o fator “pertencimento” – seja à família, à igreja ou à comunidade – poderia ser um auxílio no sentido de proteção ao suicídio.

2.2 Abordagem empírica

2.2.1 Fatores econômicos e sociais

Como afirmado por Durkheim (2000), Becker e Posner (2004), entre outros autores, fatores econômicos e sociais também importam nas análises de um indivíduo sobre cometer ou não o próprio óbito.

Gonçalves et al. (2011) analisam os determinantes socioeconômicos da taxa média de suicídios nas microrregiões brasileiras e, entre os principais resultados, pode-se destacar a autocorrelação espacial positiva, ou seja, que existe efeito contágio entre as microrregiões. Além disso, observaram que a relação entre o suicídio e a pobreza possui sinal negativo; já o grau de ruralização, por sua vez, relaciona-se positivamente.

Antunes (2015) analisa os impactos que as crises econômicas podem causar sobre problemas de saúde, especialmente mental. Segundo o autor, os efeitos das crises econômicas manifestam-se de formas diversas. Alguns revelam-se a curto prazo, enquanto outros só se manifestam a longo prazo, podendo ser diretos ou indiretos e tanto de natureza reversível quanto irreversível. Ainda segundo o autor, os impactos das crises econômicas no número de suicídios são positivamente correlacionados, dado que em tempos de crises econômicas tendem a diminuir as despesas com serviços essenciais à promoção da saúde e também de outras variáveis como emprego e renda.

Silva e Büttgenbender (2015), por sua vez, realizaram um estudo semelhante ao de Antunes (2015) e concluíram que, em momentos de expansão econômica (se essa ocorre em um curto espaço de tempo), há uma piora na saúde dos indivíduos e, por consequência, percebe-se um crescimento no número de lesões fatais autoprovocadas. Mas, se esse período de expansão econômica é duradouro, pode-se observar uma redução nesse tipo de óbito. Além disso, ainda discordam de Antunes (2015) ao citarem o impacto de recessões econômicas na frequência de mortes suicidas. Segundo os autores, se o período recessivo não for duradouro, o esperado é que a saúde

da população não piore de estado ao ponto de as pessoas cometerem o ato. Na verdade, segundo os autores, esse período iria contribuir positivamente para a saúde da população, pois os indivíduos buscariam destinar mais de seu tempo a atividades relacionadas ao bem-estar. Ou seja, para Silva e Büttenbender (2015), o problema não está na ocorrência ou não de uma crise econômica, mas sim na sua duração. No entanto, em nenhum dos dois estudos, os autores deixam claro o que seria considerado curto ou longo período de tempo.

Fraga et al. (2016) realizaram um estudo sobre os determinantes socioeconômicos do suicídio nos municípios brasileiros, assim como, separadamente, nos municípios do Rio Grande do Sul. Os métodos utilizados foram: regressão de Poisson, Binomial Negativa e Quantílica de Dados de Contagem. Os resultados divergiram um pouco para cada dimensão analítica territorial, mas percebeu-se que, de modo geral, a pobreza é uma variável que contribui positivamente para o número de suicídios. Outro resultado foi que a dependência pela atividade agropecuária e a cor/raça branca e indígena também se relacionam positivamente com os suicídios nessas regiões.

Amaral (2019) faz um estudo ecológico sobre os determinantes socioeconômicos do suicídio para os municípios do Rio Grande do Norte, utilizando-se da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e de outras técnicas da econometria espacial. Os principais resultados foram que: existem clusters espaciais e efeito contágio no fenômeno. Através do modelo SAR, observou-se uma relação direta entre o suicídio e as pessoas com ensino superior e com a desigualdade de renda, e inversa com o nível de riqueza e a razão de dependência familiar.

2.2.1 Fatores meteorológicos

Diferentemente das análises ligadas às ciências da saúde¹ que ligam o suicídio a fatores patológicos, a presente pesquisa procurou analisar as implicações econômicas e sociais que são verificadas mediante determinado nível apresentado por cada variável de clima e como isso se relaciona às lesões letais autoprovocadas.

Autores como Shiva (2004), Likhvar et al. (2011), Dixon et al. (2014), Burke et al. (2018) e Macharla e Lal (2019) também relacionaram o suicídio a fatores climáticos como temperatura e precipitação de chuvas. Segundo eles, existe uma relação positiva entre a temperatura e as práticas suicidas. Por outro lado, a precipitação de chuvas relaciona-se negativamente com os óbitos dessa natureza. Esses resultados também foram encontrados por Shiva (2004), apontando que existe associação entre os problemas relacionados à agricultura e os suicídios na Índia.

Por outro lado, para autores como Holopainen et al. (2013), o que influencia o suicídio não é a queda ou o aumento da temperatura, mas, sim, quando ela se apresenta distante de sua média, seja para mais ou para menos. Kurokouchi et al. (2015) in-

¹Curatolo e Brasil (2005).

vestigam a relação entre parâmetros meteorológicos e suicídio em Tóquio, no Japão, e só encontraram evidências empíricas para o caso de afogamentos intencionais. Fountoulakis et al. (2016), no entanto, discordam de Burke et al. (2018) e de Macharla e Lal (2019) ao defenderem que o suicídio é mais frequente em épocas do ano com baixas temperaturas. Além disso, afirmam que, entre as variáveis econômicas e de clima, essas últimas explicam melhor as lesões autoprovocadas, principalmente nos homens.

3. Procedimentos metodológicos

3.1 Dados

Nesta seção, estão apresentadas as variáveis utilizadas neste trabalho, bem como as respectivas unidades de medida e as hipóteses que fundamentam o uso de cada uma delas. O Quadro 1, a seguir, ao reunir as principais informações sobre as variáveis, faz essa síntese inicial.

As taxas médias de suicídios (TX_SUIC) foram calculadas a partir das médias de um recorte temporal para cada um dos anos em análise. Primeiramente, foram calculadas duas médias: a primeira levou em consideração o número de ocorrências de suicídios entre os anos de 1998 e 2002. Depois de calcular a média para esses anos, seu resultado foi dividido pela população do município equivalente (em 2000) e, por fim, multiplicada por 100 mil. Realizou-se o mesmo procedimento para calcular a taxa média equivalente ao ano de 2010. O uso desse procedimento tem como justificativa o fato de que grande parte dos municípios não apresentou ocorrência(s) de suicídio nos dois anos. Os dados foram coletados no Departamento de Informática do SUS (DATASUS, 2019).

A taxa de envelhecimento foi calculada como uma razão entre a população de 65 anos ou mais de idade e a população total do município, multiplicada por 100. Espera-se que exista relação positiva entre a T_ENV e a TX_SUIC, ou seja, que o aumento na primeira influencie a segunda na mesma direção (Navas, 2009; Minayo; Cavalcante, 2010; Santos et al., 2017).

A população masculina foi mensurada como a proporção de indivíduos do sexo masculino em cada município. A hipótese alia-se ao que foi apresentado por Becker e Posner (2004) ao defenderem que os indivíduos desse gênero são mais suscetíveis ao ato suicida. No caso da faixa etária, a OMS (2018) destaca que a violência autoprovocada é a segunda causa mais frequente de morte entre adultos jovens de 15 a 29 anos no mundo, atrás apenas de acidentes de trânsito. Dessa forma, espera-se que a relação desse fenômeno com as variáveis Id_15a29 e HOMEM seja positiva (Navas, 2019).

Além de analisar a variável de faixa etária entre 15 e 29 anos, também foi analisada a variável idade na faixa entre 50 e 59 anos, pois, de acordo com o estudo de Hamer-

mesh e Soss (1974), ao analisarem dados de suicídio em 21 países entre 1965 e 1967, foi percebido que o pico da taxa de suicídios ocorre por volta dos 50 anos de idade e que os indivíduos dessa faixa etária são mais sensíveis às variações relacionadas à renda do que aqueles mais jovens.

Quadro 1. Descrição das variáveis

Variável	Descrição	Unidade de medida
TX_SUIC	Taxas médias de suicídios entre os anos de 1998 e 2002 (atribuída ao ano 2000) e de 2008 e 2012 (atribuída ao ano de 2010), depois divididas pela população do município <i>i</i> em cada ano atribuído e, por fim, multiplicadas por 100 mil.	Taxa por 100 mil habitantes.
T_ENV	Razão entre a população de 65 anos ou mais de idade e a população total multiplicado por 100.	Percentual.
HOM	Proporção de homens na população do município <i>i</i>	Proporção.
Id_15a29	Proporção de indivíduos no município <i>i</i> que possuem idade entre 15 e 29 anos	Proporção.
Id_50a59	Proporção de indivíduos no município <i>i</i> que possuem idade entre 50 e 59 anos	Proporção.
DESEMP	Percentual da população de 16 anos ou mais, economicamente ativa, desocupada.	Percentual.
GINI	Mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar <i>per capita</i> .	Seu valor varia de 0 (quando não há desigualdade) a 1 (quando a desigualdade é máxima).
PIBpc	Soma de todos os bens e serviços finais produzidos em uma região, em determinado período de tempo, dividida pelo tamanho da população municipal (em log).	Logaritmo.
T_SUPER	Proporção de pessoas de 25 anos ou mais com, no mínimo, ensino superior.	Proporção.
RELIG	Proporção de indivíduos sem religião definida.	Proporção.
DIV	Proporção entre a quantidade de divórcios e o número de uniões matrimoniais	Proporção.
TRANST	Somatório de internações devido a transtornos mentais e comportamentais por local de residência.	Número absoluto.
TEMP	Temperatura média anual.	Graus Célsius.
CHUVA	Precipitação média anual de chuvas.	Milímetros.
SPI	Índice de Precipitação Padronizado: índice baseado na probabilidade de precipitação de uma região para qualquer escala de tempo, assumindo a forma de uma distribuição normal.	Menor ou igual -1 indicam clima seco e maiores ou iguais a 1 indicam clima úmido.

Fonte: Elaboração própria.

A associação esperada entre DESEMP e TX_SUIC também é positiva. Essa hipótese está fundamentada no resultado encontrado por Antunes (2015) ao avaliar o impacto de crises econômicas nas ocorrências de suicídios. Segundo o autor, nesses períodos de instabilidade econômica, o emprego diminui, o que provoca sentimentos negativos

na população que se encontra desempregada, o que estimula a efetivação de delitos de natureza suicida.

T_SUPER foi mensurada como uma razão entre o total de formados e a população total do município. Como hipótese, espera-se que a relação entre essa variável e TX_SUIC seja negativa. Essa hipótese está condicionada à explicação de que, ao obter um nível educacional mais elevado, o indivíduo aumenta seu nível de utilidade por permanecer vivo, posto que uma boa qualificação pode lhe proporcionar uma maior satisfação pessoal e profissional, inclusive um melhor salário e, por consequência, um melhor padrão de vida (Becker; Posner, 2004; Chen et al., 2010).

Quanto à variável GINI, a hipótese adotada se apoia no evidenciado no estudo ecológico de Amaral (2019) ao concluir que as taxas médias de suicídios são mais elevadas nos municípios que apresentam maior desigualdade de renda, ou seja, ambas as variáveis possuem relação positiva. Com relação ao PIB *per capita*, Navas (2009) evidencia que a associação entre essa variável e a taxa de suicídios é negativa, pois espera-se que, com um maior PIB *per capita*, o padrão de vida da população seja mais favorável, o que reduz as chances de os indivíduos cometerem o ato suicida. Os dados sobre o PIB *per capita* também foram extraídos do DATASUS (2019).

Hamermesh e Soss (1974) fazem um estudo para entender como se dão as ocorrências de suicídios por alguns tipos de religião nos Estados Unidos. Entre os resultados, verificaram que os católicos apostólicos romanos interrompem menos suas próprias vidas quando comparados a indivíduos de outras religiões. Todavia, no presente estudo, o intuito é analisar se os indivíduos que afirmam não serem adeptos a alguma religião possuem maiores chances de cometerem suicídio. Dessa forma, a hipótese adotada é de que há relação positiva entre a não religiosidade e as lesões letais autoprovocadas intencionalmente, conforme defende Durkheim (2000), que vê nas comunidades religiosas uma capacidade integradora.

A variável DIV refere-se à proporção entre a quantidade de divórcios e o número de uniões matrimoniais. Apoiando-se nos resultados encontrados por Feltrin e Almeida (2018), espera-se que haja relação positiva entre essa variável e as taxas de suicídio, ou seja, o aumento na proporção de divórcios provocaria uma elevação na taxa de suicídios dos municípios brasileiros. Os dados referentes às variáveis T_ENV, HOMEM, DESEMP, T_SUPER, GINI, RELIG e DIV foram coletados nos sites oficiais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD).

Quanto à variável TRANS_MENT, ela refere-se ao somatório, no referido ano, do número de internações ligadas ao capítulo 5 da CID 10 (Transtornos Mentais)². Espera-se que haja uma relação direta entre ela e a taxa de suicídios, sendo mais comum a influência para o caso da depressão. De acordo com Becker e Posner (2004), Curatolo e Brasil (2005), Estellita-Lins, Oliveira e Coutinho (2006), Osafo et al. (2011)

²Agradecemos a um parecerista anônimo que nos indicou a utilização dessa variável.

e Gutierrez (2014), transtornos mentais como a depressão despertam nos indivíduos sentimentos pessimistas sobre as relações relacionadas às suas vidas e às perspectivas, gerando inclusive o isolamento social e, conseqüentemente, a perda de utilidade por permanecer vivo. Os dados dessa variável foram coletados do DATASUS (2019).

Conforme já discutido anteriormente sobre os diagnósticos apresentados por autores como Macharla e Lal (2019), fatores climáticos podem promover incentivos às práticas suicidas. Aqui, foram adotadas como hipóteses que a temperatura média tenha relação positiva com a taxa de suicídios, enquanto a proporção média de chuvas associa-se inversamente (Likhvar; Honda; Ono, 2011; Macharla; Lal, 2019; Willmott; Matsuura, 2019). Os dados sobre essas variáveis foram extraídos da base de informações meteorológicas da Universidade de Delaware.

No caso das chuvas, a média mensal estabelecida para esta pesquisa corresponde ao período de seis meses, que compara a precipitação do período atual com os anteriores referentes ao mesmo recorte em cada ano. O intuito é verificar a existência de tendências sazonais (WMO, 2012).

No cálculo do SPI, a precipitação de chuvas é o único parâmetro de entrada, mas utiliza observações com uma grande quantidade de anos. Seu valor é baseado na probabilidade de precipitação para qualquer escala de tempo, que é transformado em uma distribuição normal³ e esse valor é posteriormente convertido em um índice (SPI). O que vai determinar se uma região é úmida ou seca é a diferença (positiva ou negativa) do valor do índice à mediana. Para que esse índice seja classificado entre um fenômeno de seca moderada ou extrema, seu valor encontrado deve ser ≤ -1 ; por outro lado, se esse índice for ≥ 1 , a região correspondente é considerada entre moderadamente ou extremamente úmida (WMO, 2012).

3.2 Análise espacial e modelos empíricos

3.2.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

Os modelos espaciais são responsáveis por especificar, estimar, testar e prever modelos teóricos influenciados pelos efeitos espaciais usando dados em corte transversal ou em painel (Almeida, 2012). Para esta pesquisa, foi utilizada a Análise Exploratória de Dados Espaciais, além de outras técnicas da econometria espacial, para realizar uma regressão a fim de entender como se define a relação entre a variável dependente (taxa média de suicídios por 100 mil habitantes) e as demais variáveis explicativas.

A AEDE é usada para apresentar, de forma visual, padrões e relações de dependências espaciais entre as variáveis, possibilitando a identificação de *outliers* e pontos de alavancagem. Na modelagem espacial, para medir o nível de autocorrelação do suicídio no espaço, a nível global, utilizou-se a estatística de teste *I* de Moran. Seu valor

³Como o SPI é normalizado, climas mais úmidos e secos podem ser representados da mesma maneira; assim, os períodos chuvosos também podem ser monitorados usando o SPI (WMO, 2012).

varia entre -1 e 1. Quanto mais próximo aos extremos desse limite, maior a interação com suas observações vizinhas. Um I de Moran igual ou próximo de zero indica baixa associação espacial ou aleatoriedade. Uma autocorrelação espacial positiva indica que “há uma similaridade entre os valores do atributo estudado e da localização espacial do atributo”. A explicação para autocorrelação negativa (dispersão de dados) é análoga (Almeida, 2012). De acordo com Anselin (1995), o I de Moran pode ser calculado através da Equação 1 abaixo:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z'Wz}{z'z} \quad (1)$$

em que n representa o número de observações; S_0 é o somatório de todas as linhas e colunas da matriz de ponderação espacial (W). O vetor z também possui dimensão n e representa os desvios da variável de interesse em relação à sua média. Como ferramenta visual complementar ao I de Moran, têm-se os diagramas de dispersão que apresentam quatro tipos de associação linear espacial, sendo elas: Alto-Alto, Baixo-Baixo, Alto-Baixo e Baixo-Alto. Essas associações indicam observações que apresentem valores altos próximo de valores altos (ou baixos) e vice-versa (Almeida, 2012).

Todavia, o I de Moran global univariado apresenta apenas uma medida para determinado conjunto de valores. Sendo assim, realizaram-se análises locais através dos chamados indicadores LISA (*Local Indicator of Spatial Association*), conforme descrito na Equação 2 abaixo:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^J W_{ij} Z_j, \quad (2)$$

em que Z é uma variável padronizada de distribuição observada nas regiões i e j . O somatório em j significa que apenas os valores dos vizinhos próximos de i serão levados em consideração nesse cômputo da matriz W . O elemento W_{ij} da matriz W assume valor 1 quando i e j são vizinhos; caso contrário, atribui-se valor 0.

3.2.2 Efeitos espaciais

Os métodos propostos pela econometria espacial preenchem, de certo modo, aquilo que a econometria convencional não é capaz de estimar: os efeitos das interações espaciais. Para capturar esses efeitos, especificou-se uma matriz de ponderação (W), de dimensão $n \times n$, que procura refletir um determinado arranjo espacial das relações derivadas do fenômeno sob observação. Aqui, optou-se pelo critério geográfico, ou seja, pela ótica da distância, considerando a matriz de distância mínima, em que cada município tenha ao menos um vizinho. Ainda, cabe destacar que, por definição, os elementos da diagonal principal dessa matriz são nulos, indicando que uma região não pode exercer influência sobre ela mesma ($W_{ii} = 0$).

A escolha da matriz baseou-se em Baumont (2004), ele diz que é preciso, primeiramente, estimar o Modelo de Regressão Linear Clássico (MQO), depois se testam os resíduos desse modelo para autocorrelação espacial, usando o teste I de Moran para cada tipo de matriz e, por fim, escolhe-se aquele que apresentou maior valor, entre os significativos.

Nas pesquisas empíricas em Economia, basicamente se analisam três efeitos de interações espaciais entre as variáveis independentes (X 's) e a variável dependente (Y) que são consequências do SAR: efeitos diretos (ED), efeitos indiretos (EI) e efeitos totais (ET). Segundo Golgher (2015), no MQO, o ED é menor e o EI é nulo, pois esse modelo não apresenta *spillovers*. Esses valores são maiores para a defasagem espacial, que possui *spillovers* devido à defasagem em Y .

3.2.3 Modelo econométrico de dependência espacial

O modelo econométrico-espacial a ser especificado pelo pesquisador depende dos aspectos teóricos e empíricos que envolvem o processo espacial subjacente ao fenômeno em estudo (Almeida, 2012). Quando há possibilidade de fatores associados à existência de *spillovers* entre as observações, tem-se um modelo do tipo SAR. No entanto, quando se espera a existência de efeitos não modelados, estima-se por SEM. E, na presença dos dois fenômenos, o método mais indicado seria o de Kalejian-Prucha, também conhecido como modelo de defasagem espacial com erro autorregressivo espacial, SAC (Golgher, 2015). A equação geral do modelo econométrico de dependência espacial está descrita a seguir:

$$Y = \rho W_1 Y + X\beta + W_1 X\tau + \varepsilon \quad (3)$$

$$\varepsilon = \lambda W_2 \varepsilon + \xi \quad (4)$$

ou

$$\varepsilon = \gamma W_1 \xi + \xi, \xi \sim \text{Normal}(0, \sigma^2 I_n) \quad (5)$$

em que Y é o vetor de dimensão $n \times 1$, contendo dados sobre a “taxa de suicídios”. ε é um vetor com os termos de erro, com dimensão $n \times 1$. WY é um vetor $n \times 1$ de defasagens espaciais para a variável de interesse e ρ é o coeficiente autorregressivo espacial. X é uma matriz contendo as observações das variáveis exógenas com dimensão $n \times k$. β é um vetor coluna de coeficientes para cada variável exógena e com dimensão $k \times 1$. τ é um vetor do tipo $(k - 1) \times 1$. O λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem $W\varepsilon$. γ é o coeficiente de média móvel espacial e representa o impacto que variáveis não modeladas provocam sobre a vizinhança. A

restrição sobre o coeficiente de ρ e λ é de que esse se situe no intervalo aberto entre -1 e 1 ($|\rho|$ e $|\lambda| < 1$). Assim, se ρ for positivo, isso indica que há autocorrelação espacial global positiva e que um aumento em Y nas regiões vizinhas provocará um aumento em Y na região i . Se $\rho = 0$, não existem, dessa forma, evidências de que haja autocorrelação espacial; um λ positivo indica que um choque na região i afeta os vizinhos e os vizinhos também afetam seus vizinhos e, inclusive, o próprio i , mas com menor intensidade (Almeida, 2012).

3.2.4 Painel espacial com primeira diferença

De acordo com Greene (2008), a grande vantagem dos dados em painel quando comparados aos dados de corte transversal é que os primeiros permitem modelar diferenças entre as unidades observadas. Outras vantagens do uso de dados em painel são: maior variabilidade nas informações da população amostral, mais graus de liberdade e maior eficiência, entre outros (Baltagi, 2005). A Equação 6 a seguir representa a especificação geral do modelo de dados em painel:

$$Y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

em que,

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + \vartheta_{it} \quad (7)$$

e

$$E[\varepsilon_{it}\alpha_{it}] = 0 \quad (8)$$

ou seja, o termo de erro não está correlacionado com os efeitos não observados α .

Nas expressões 6 e 7, Y_{it} é o valor da variável dependente do modelo para a unidade seccional i no instante t , em que $i = 1, \dots, n$ e $t = 1, \dots, T$. A saber, a taxa de suicídios ocorridos no município i relativa ao ano t . β é o vetor de ordem $k \times 1$ dos parâmetros a serem estimados, X_{it} é um vetor de observações das variáveis explicativas da região i no instante t e α é um parâmetro a ser estimado. ε_{it} é o termo de erro aleatório para a unidade seccional i no instante t composto de duas partes: μ_i denota o efeito individual invariável no tempo e não observável na localização i e ϑ_{it} denota o componente de erro idiossincrático e geralmente assumido como bem comportado, isto é $i.i.d \sim N(0, \sigma^2_n I_n)$, e independente de X e de μ .

No caso dos painéis espaciais, Arbia (2014) os vê como um caso especial de painel em que os dados são observados em duas dimensões: entre unidades espaciais e ao longo do tempo. Almeida (2012) diz que esse método é a forma de acomodar a hete-

rogeidade espacial não observável que se manifesta nos parâmetros da regressão, sobretudo nos interceptos, mas também no componente de erro.

Nos dados em painel, as formas mais comuns para trabalhar os dados ocorrem mediante uso do modelo por efeitos aleatórios, fixos ou com primeira diferença. Nesta pesquisa, a população amostral e a total são iguais, então o primeiro desses efeitos não seria o mais indicado. A escolha por utilizar um painel com efeitos fixos ou com primeira diferença se apoia nas propriedades do termo de erro. Se o termo de erro é do tipo bem comportado, então o primeiro modelo é o mais adequado; caso contrário (dados originais não estacionários), o segundo modelo é o mais indicado (Wooldridge, 2010; Croissant; Millo, 2019). Além disso, para utilizar o modelo de efeitos fixos, seria preciso incorporar *dummies* para cada unidade amostral, o que seria menos prático. Dessa forma, dado que há maior simplicidade para tratar e estimar os dados, bem como é mais simples de se analisar, optou-se por utilizar um em painel espacial com primeira diferença.

De acordo com Almeida (2012), os passos para transformar um estimador espacial de efeitos fixos em um de primeira diferença são: defasar temporalmente o modelo geral de efeitos fixos com defasagem espacial em algum período, depois subtrair o modelo defasado temporalmente t_1 do modelo t_0 , logo em seguida estima-se por *MQO* e, por fim, com o método espacial mais apropriado. Dessa forma, serão removidos os componentes invariantes no tempo (Croissant; Millo, 2019). O resultado genérico desses passos está descrito na Equação 9 a seguir:

$$\Delta Y_t = \rho W_1 \Delta Y_t + \beta \Delta X_t + \tau W_1 \Delta X_t + \Delta \varepsilon_t \quad (9)$$

Nessa condição, esse último método passa a ser consistente, pois

$$E(\Delta X_{it}' \Delta \mu_{it}) = 0 \quad (10)$$

Dessa forma, portanto, uma estrita exogeneidade é válida para a Equação 9. Em outras palavras, para que a consistência do estimador seja garantida, o termo de erro não pode estar correlacionado com as variáveis explicativas (Almeida, 2012).

Assim, tomando como base a Equação 9, o modelo proposto a ser estimado neste trabalho assume a seguinte forma:

$$\Delta Y_i = \rho W \Delta Y_i + \beta \Delta X_i + \Delta \varepsilon_i \quad (11)$$

em que ΔY_i é a diferença entre a taxa de suicídio dos anos de 2010 e de 2000 para o município i , W é a matriz de ponderação espacial, ΔX_i é um vetor de observações contendo a diferença entre as variáveis explicativas nos anos de 2010 e de 2000. Este

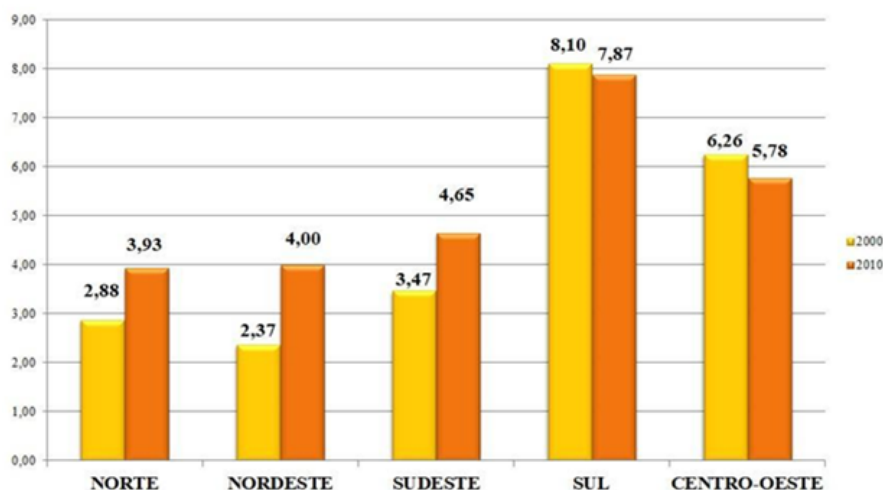
vetor contém as variáveis T_ENV , HOM , Id_15a29 , Id_50a59 , $DESEMP$, $GINI$, $PIBpc$, T_SUPER , $RELIG$, DIV , $TRANST$, $TEMP$, $CHUVA$, SPI . Finalmente, $\Delta\varepsilon_i$ é o termo de erro aleatório.

4. Análise empírica do suicídio nos municípios brasileiros

4.1 Estatísticas descritivas

A distribuição de frequência dos suicídios no Brasil, assim como de muitos outros fenômenos, ocorre de maneira diversa, a depender da localização geográfica. A Figura 1 apresenta a taxa de suicídios no Brasil, por região.

Figura 1. Taxa de suicídios por 100 mil habitantes nas grandes regiões do Brasil (2000 e 2010)

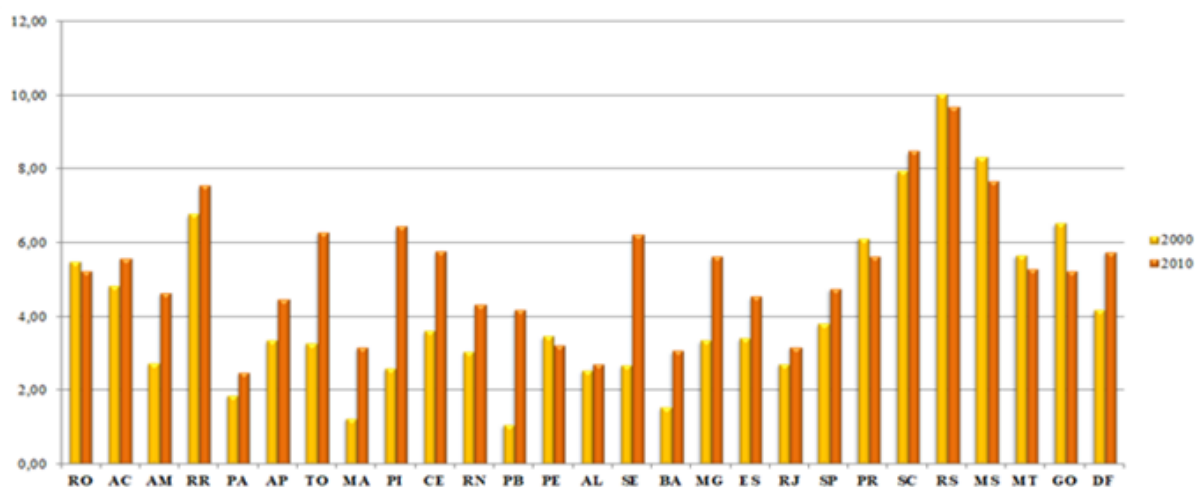


Fonte: Elaboração própria.

Em ordem crescente de variação, a região Sul apresentou as maiores taxas nos dois anos, em seguida a região Centro-Oeste. Porém, é interessante observar que ambas reduziram suas taxas proporcionais em 2010, quando comparadas ao ano de 2000. Por outro lado, as demais regiões aumentaram suas taxas médias de suicídio, sendo destacada a região Nordeste que praticamente dobrou sua taxa, passando de 2 para 4 mortes por 100 mil habitantes.

A Figura 2 destaca que as maiores taxas médias de suicídios estão concentradas nas regiões Sul e Centro-Oeste, mas também demonstra a evidência de que o fenômeno em estudo possui frequências elevadas em todos os estados dessas duas regiões, ou seja, que não é alavancada por apenas alguns deles. No caso das regiões Norte e Nordeste, existe uma maior discrepância entre as taxas apresentadas por cada um dos estados.

Figura 2. Taxa de suicídios por 100 mil habitantes nos estados brasileiros (2000 e 2010)

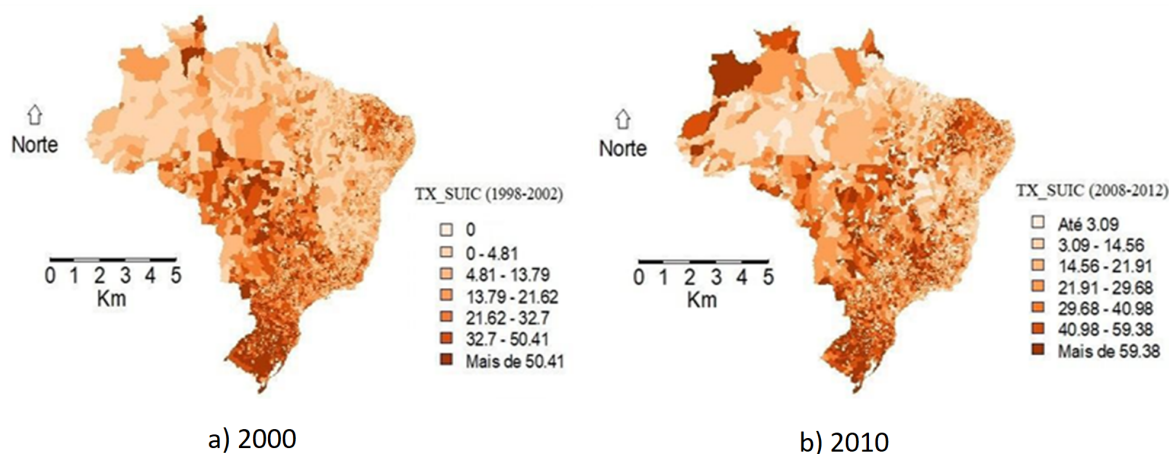


Fonte: Elaboração própria.

As Figuras 3.a e 3.b, por sua vez, apresentam os padrões de distribuição das taxas médias de suicídio nos municípios brasileiros nos anos de 2000 e de 2010, respectivamente. As taxas estão separadas por escalas de cores. Quanto mais escura a cor, maior é a taxa.

Também se pode destacar a persistência de elevadas taxas de suicídio na região Sul do Brasil, o que abrange boa parte de seus municípios. Na Figura 4.3.a, há também uma quantidade considerável de municípios com altas taxas de suicídios por 100 mil habitantes na região Centro-Oeste. Isso também é perceptível nas demais regiões, embora de forma mais tímida.

Figura 3. Taxa média de suicídios nos municípios brasileiros, por 100 mil habitantes (2000 e 2010)



Fonte: Elaboração própria.

Contudo, em 2010 (Figura 3.b), há um novo padrão de distribuição da taxa de suicídios no Brasil. As altas taxas de mortes autoprovocadas são percebidas em alguns pontos do Sudeste, do Nordeste e do extremo Norte. Como ressaltado anteriormente, a região que obteve maior crescimento na quantidade relativa à população foi a Nordeste, tendo por principais contribuintes: Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte e Paraíba. O Piauí foi o estado que registrou o maior valor médio de óbitos dessa natureza (8 casos/100 mil habitantes). Entre os 10 municípios do Nordeste com as maiores taxas, 5 pertencem ao Piauí: Acauã, Manoel Emídio, Bertolínea, Prata do Piauí e Guaribas.

Outras estatísticas descritivas para a taxa média de suicídios, bem como para as demais variáveis do modelo, encontram-se na Tabela 4.1. Em 2000, a maior taxa de suicídios foi de 406,5, registrada pelo município de Sério-RS. Isso implica em aproximadamente 407 óbitos para cada 100 mil habitantes. A média e a mediana foram de aproximadamente 25 e 18 casos/100 mil habitantes, respectivamente. O desvio-padrão (DP) de 29,62 indica que há variabilidade relevante às taxas de suicídio municipais.

Tabela 1. Principais estatísticas descritivas (2000 e 2010)

Variável	2000					2010				
	Mín	Máx	Méd	Median	DP	Mín	Máx	Méd	Median	DP
TX_SUIC	0,00	406,50	25,11	17,57	29,62	0,00	353,86	32,45	25,55	30,87
PIBpc	2,81	5,09	3,48	3,49	0,31	3,36	5,47	3,99	3,99	0,30
T_ENV	0,64	15,60	6,44	6,41	1,89	1,46	19,83	8,36	8,36	2,37
HOM	0,45	0,60	0,51	0,51	0,01	0,46	0,81	0,51	0,50	0,02
Id_15a29	0,16	0,35	0,27	0,27	0,02	0,15	0,44	0,26	0,26	0,03
DESEMP	0,00	59,17	11,16	10,49	6,17	0,00	41,93	6,84	6,34	3,79
GINI	0,30	0,87	0,55	0,55	0,07	0,28	0,80	0,50	0,49	0,07
Id_50a59	0,00	0,16	0,07	0,07	0,02	0,00	0,19	0,09	0,10	0,02
TRANST	0,00	22.987	75.56	0,00	657,70	0,00	18.882	51,06	9,00	370,57
T_SUPER	0,00	25,11	2,35	1,65	2,37	0,28	33,68	5,52	4,82	3,28
RELIG	0,00	59,85	4,75	3,14	5,12	0,03	54,24	5,29	3,81	4,98
DIV	0,00	5,00	0,96	0,78	0,74	0,03	9,60	2,14	1,94	1,22
TEMP	17,25	26,78	22,52	22,65	2,50	18,00	27,72	23,18	23,09	2,68
CHUVA	62,88	251,69	122,61	122,60	29,09	49,01	226,71	112,77	123,79	35,46
SPI	-0,86	0,99	0,10	0,07	0,33	-0,52	1,26	0,39	0,32	0,33

Fonte: Elaboração própria.

Em 2010, observa-se que, embora a taxa máxima de suicídios tenha diminuído, houve um aumento nas outras estatísticas apresentadas. A taxa máxima de 354 foi registrada pelo município de Cristal do Sul-RS. A média passou a ser 33, a mediana 26 e as taxas registradas pelos municípios ficaram mais dispersas, dado o aumento no desvio-padrão (30,87). De modo geral, chama-se atenção ao alto desvio-padrão no volume médio mensal de chuvas (35,46), isso mostra a discrepância do volume médio de chuvas entre regiões.

4.2 Análise exploratória de dados espaciais

Como citado anteriormente, a dependência espacial pode ser calculada pelo teste *I* de Moran. A Tabela 2 expõe os diagnósticos da matriz de distância mínima de pesos espaciais para cada uma das variáveis explicativas. Em resumo, valores positivos indicam autocorrelação positiva; valores negativos, autocorrelação negativa. Os valores encontrados para o *I* de Moran referente às taxas médias de suicídio em 2000 e 2010 foram, respectivamente, 0,09 e 0,07, ambos significativos.

De acordo com a Tabela 2, observa-se que todos os testes apresentaram significância estatística (p -valor = 0,00) e $I > 0$ para a convenção adotada de distância mínima. Entre as variáveis analisadas, pode-se perceber que, nos anos de 2000 e de 2010, apenas a TEMP, CHUVA, SPI, Id_50a59, Id_15a29, DIV apresentam uma concentração razoável.

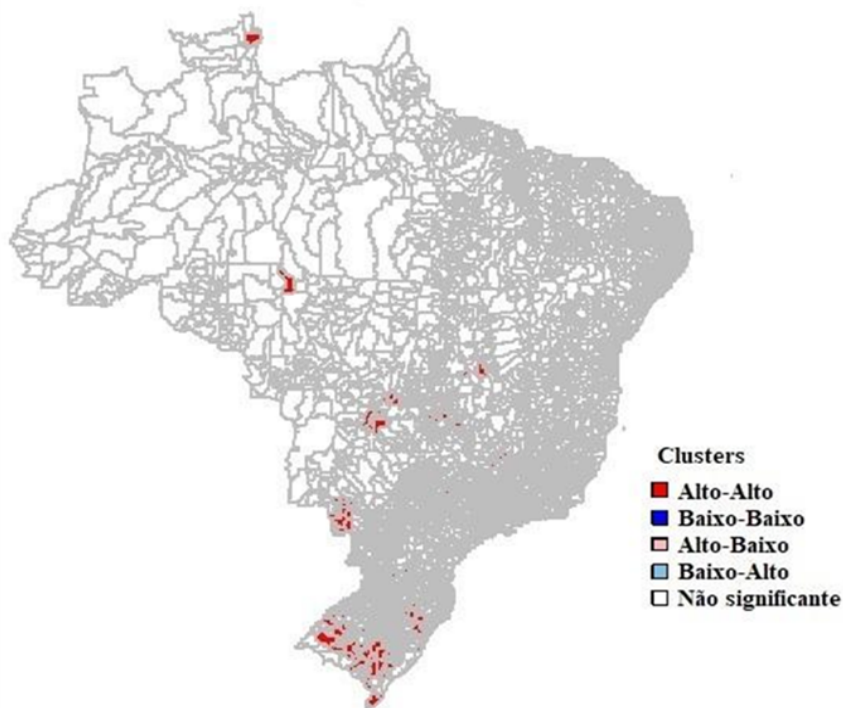
Tabela 2. *I* de Moran para cada variável (2000 e 2010)

Variável	<i>I</i> de Moran		Variável	<i>I</i> de Moran	
	2000	2010		2000	2010
TX_SUIC	0.09***	0.07***	PIBpc	0.04***	0.04***
T_ENV	0.05***	0.06***	DESEMP	0.03***	0.07***
GINI	0.03***	0.08***	Id_50a59	0.11***	0.15***
TRANST	0.001**	0.003***	IDADE	0.10***	0.09***
T_SUPER	0.08***	0.06***	DIV	0.10***	0.11***
RELIG	0.04***	0.05***	HOMEM	0.02***	0.02***
TEMP	0.27***	0.28***	SPI	0.30***	0.10***
CHUVA	0.08***	0.15***			

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Outra forma particular de se verificar visualmente a representação univariada é através das Figuras 4 e 5, em que foram exibidos os indicadores locais de associação espacial (LISA) da taxa de suicídios para os anos em estudo. As figuras LISA representam os pontos de concentração do fenômeno em análise para o Brasil.

Figura 4. Indicadores locais de associação espacial da taxa de suicídios (2000)

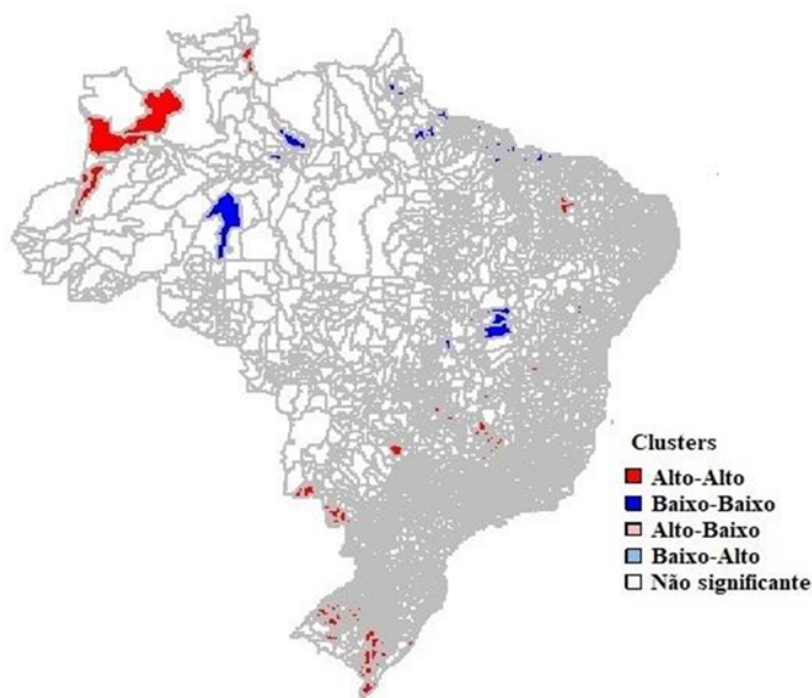
Fonte: Elaboração própria.

Em 2000 (Figura 4), verificam-se apenas aglomerações do tipo Alto-Alto, principalmente entre municípios do Sul e do Centro-Oeste, mas também no Sudeste e no extremo Norte do país. Em 2010 (Figura 5), a quantidade de regiões com concentrações Alto-Alto aumentou. O Rio Grande do Sul continuou sendo o estado com a maior taxa de suicídios por 100 mil habitantes (68). Por outro lado, verificaram-se também concentrações do tipo Baixo-Baixo. No primeiro caso, percebe-se que as altas taxas de suicídios permaneceram concentradas nas regiões Sul e Centro-Oeste, mas também se expandiram na região Norte e para o Sudeste e o Nordeste do País. Também foram evidenciados alguns pontos de concentração Baixo-Baixo principalmente no Norte, mas também no Oeste da Bahia e nos municípios litorâneos que vão do Amapá ao Piauí.

Em resumo, os pontos marcados em vermelho (Alto-Alto) indicam que municípios com altas taxas de suicídio estão localizados próximos de outros que também apresentam altas taxas de suicídio. No caso dos pontos em azul (Baixo-Baixo), eles indicam que municípios com baixas taxas de suicídio estão localizados próximos de outros que também apresentam baixas taxas de suicídio. Comparando os anos de 2000 e de 2010, percebe-se um aumento de pontos de concentração Alto-Alto, estando esses presentes em todas as regiões do país, e isso também foi observado, por exemplo, para as taxas de envelhecimento que também cresceram. Por outro lado, também foi percebida visualmente uma redução dos pontos de concentração Alto-Alto no Centro-

Oeste e no Sul, ao passo que os índices de Gini e as taxas de desemprego diminuíram nessas regiões.

Figura 5. Indicadores locais de associação espacial da taxa de suicídios (2010)



Fonte: Elaboração própria.

4.3 Resultados das estimativas

Como ressaltado anteriormente, a análise empírica foi iniciada a partir da estimação do modelo por MQO para que os resíduos fossem captados e analisados. Porém, foram estimados dois modelos. A diferença entre os dois está na variável de precipitação média mensal de chuvas do modelo 2 (CHUVAS), que no modelo 1 é substituída pelo Índice de Precipitação Padronizada (SPI), de modo que se possa e analisar se o impacto da seca na taxa de suicídios é significativo. Explicando de outra forma, o fenômeno da seca é percebido se a variável SPI apresentar valor menor ou igual a -1 (WMO, 2012).

Os modelos 1 (M1) e 2 (M2) foram estimados a partir do método de degradação do tempo, mais conhecido como primeira diferença (em que foram retiradas todas as variáveis que não variam no tempo e também o efeito fixo não observado), que teve como ponto de partida o agrupamento dos dados em um painel balanceado correspondente aos anos de 2000 e de 2010.

Tabela 3. Diagnósticos das estimativas realizadas por MQO

Variáveis explicativas	TS (M1)	TS (M2)
PIBpc	1.762	1.647
T_ENV	1.954***	1.739***
HOMEM	39.327	33.601
Id_15a29	14.924	10.057
DESEMP	0.168*	0.185**
Id_50a59	47.618	12.750
TRANST	0.0002	0.0002
GINI	2.782	4.497
T_SUPER	-0.152	-0.247
RELIG	-0.220	-0.238*
DIV	-1.201*	-1.578**
TEMP	5.508***	7.956***
CHUVA	-	-0.053*
SPI	-2.049***	-
Observações	5.439	5.439
R2	0.064	0.062
R2 Ajustado	0.061	0.059
Std. Erro	33.055	33.090
Estatística F (df = 11; 5428)	28.309***	27.384***

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 3, pode-se perceber que a maior parte das variáveis explicativas analisadas foram estatisticamente significantes. O que chama atenção entre os dois modelos é que tanto a precipitação média de chuvas quanto o índice de chuvas padronizado (SPI) foram significantes. Isso demonstra a robustez da relação negativa existente entre precipitação e taxa de suicídios.

Não obstante, é importante mencionar que a análise da variável SPI é diferente, porque ela já tem em sua escala o fator negativo para indicar o fenômeno da seca. Então, o negativo da escala juntamente com o negativo da estimação gera um sinal positivo, indicando que o fenômeno da seca influencia no aumento da taxa de suicídios na região i .

O próximo passo foi agregar na análise a interação das mesmas variáveis dos modelos anteriores, mas, desta vez, considerando os efeitos espaciais e, posteriormente, descobrir qual deles possui o melhor ajuste. Para tanto, foram realizados os testes

focados para verificar as significâncias de cada modelo espacial em M1 e M2 e os resultados podem ser verificados na Tabela 4.

A partir da Tabela 4, pode-se perceber que, entre os testes, o SAR seria o modelo mais indicado, por ter apresentado maior valor e significância estatística (entre os testes LM). O teste para o modelo SAC também foi significativo. No entanto, esse teste tem dois problemas fundamentais: o primeiro é que ele perde poder, já que possui distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade; e o segundo é que, uma vez rejeitando a hipótese nula de que não existe autocorrelação espacial, existe uma indefinição sobre a fonte dessa, pois não se sabe se o modelo alternativo é um modelo SAR ou SEM (Almeida, 2012). Além disso, optou-se pelo princípio da parcimônia, em que, entre um modelo mais simples (SAR) e outro mais complexo (SAC, por exemplo), deve-se escolher o primeiro, caso ambos sejam significativos do ponto de vista estatístico. Dessa forma, optou-se pelo modelo de defasagem espacial.

Tabela 4. Resultados dos testes focados para os modelos 1 e 2

Modelos espaciais	MQO (M1)		MQO (M2)	
	Estatística	<i>p</i> -valor	Estatística	<i>p</i> -valor
LMerr	742.749	0.006423**	830.763	0.003948**
LMlag	779.445	0.005241**	961.383	0.001931**
RLMerr	0.43240	0.510814	0.11226	0.737589
RLMlag	0.79936	0.371284	141.845	0.233658
SAC	822.685	0.016352*	972.609	0.007727*

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

O SAR incorpora os efeitos captados pelos modelos de defasagem espacial, em que a variável dependente é parcialmente determinada pelos valores da mesma variável nos vizinhos. Ou seja, a variável dependente nas regiões vizinhas i e j apresenta interações entre si e a motivação disso seria proveniente de uma dependência dessas interações no tempo. Em outras palavras, as decisões tomadas por agentes econômicos em períodos passados influenciam as decisões tomadas no presente (Almeida, 2012). A Tabela 5 revela os diagnósticos das regressões.

Inicialmente, observa-se que não existe mais autocorrelação espacial dos resíduos no modelo, uma vez que não podemos rejeitar a hipótese nula de aleatoriedade espacial no teste LM. Isso confirma que os nossos modelos SAR estão bem ajustados. De acordo com os resultados, conclui-se que existe autocorrelação espacial global positiva, uma vez que em M1 o ρ é igual a 0.26228 e em M2 o ρ é igual a 0.28328, ambos positivos e significativos. A interpretação dos valores encontrados para o ρ é de que, havendo o aumento de 10 casos na média de suicídios por 100 mil habitantes nos municípios vizinhos, espera-se um aumento de 3 ocorrências de suicídios por 100

mil habitantes no município i .

Tabela 5. Resultados das estimações para os modelos SAR (M1 e M2)

Variáveis	SAR 1		SAR 2	
	Coefficiente	<i>p</i> -valor	Coefficiente	<i>p</i> -valor
PIBpc	1.126	0.381	1.012	0.435
T_ENV	1.852	0.000***	1.643	0.000***
HOMEM	35.336	0.457	29.066	0.541
Id_15a29	12.047	0.659	7.759	0.777
DESEMP	0.170	0.051*	0.187	0.032**
GINI	2.825	0.685	4.553	0.514
Id_50a59	36.259	0.403	0.874	0.983
TRANST	0.0002	0.853	0.0002	0.854
T_SUPER	-0.178	0.551	-0.272	0.360
RELIG	-0.224	0.096*	-0.242	0.073*
DIV	-1.270	0.054*	-1.650	0.011**
TEMP	4.643	0.011**	7.011	0.000***
CHUVA	-	-	-0.043	0.145
SPI	-1.899	0.000***	-	-
P	0.26228	0.014**	0.28328	0.008***
AIC	53499		53510	
Pseudo R2	0.019195		0.017338	
Teste LM para Autocorrelação residual	0.021344	0.88385	0.076592	0.78197

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Dito de outra forma, isso implica que um alto (baixo) valor da taxa de suicídios nas regiões vizinhas aumenta (diminui) o valor da taxa de suicídios na região i . Em outras palavras, sugere-se que a frequência de suicídios nos municípios vizinhos é um determinante significativo para o suicídio na região. Ou ainda, que há indícios de transbordamento/contágio devido ao valor evidenciado por ρ .

Muito embora o foco de análise dessa pesquisa sejam os indivíduos adultos, esses resultados corroboram com o que já foi exposto por Moscicki (1995), ele estima que a informação sobre um suicídio é capaz de explicar entre 1% a 3% os próximos suicídios em adolescentes, dando a essa situação uma caracterização epidemiológica.

O diagnóstico encontrado para a variável T_ENV mostra que as práticas suicidas são mais comuns em municípios que possuem quantidades relevantes de pessoas com

idades mais avançadas. Esse resultado corrobora o estudo de Minayo e Cavalcante (2010).

A variável DESEMP apresentou-se positivamente relacionada com a TX_SUIC, indicando que, se a taxa de desemprego em determinado município aumenta, espera-se que a taxa de suicídios varie na mesma direção. Os resultados do presente estudo encontram-se em acordo com os achados por Hamermesh e Soss (1974), em que a falta/perda de renda gera no indivíduo uma redução no nível de utilidade de sua própria vida. Em conformidade com Becker e Posner (2004), a conclusão disso é que, se os benefícios de se manter vivo são reduzidos, os custos da morte também diminuem e, com isso, a decisão por cometer o ato suicida torna-se mais provável.

Também foi encontrado que RELIG e TX_SUIC associam-se inversamente, não corroborando a hipótese adotada. A interpretação disso pode estar ligada à possibilidade de que o suicídio é mais comum entre pessoas que possuem algum tipo de crença religiosa definida, ou ainda, devido à possibilidade de os dados de Censo não apresentarem significativamente a situação de religiosidade da população brasileira, por exemplo, de não ser capaz de diferenciar os indivíduos com vida religiosa ativa daqueles que simplesmente têm como único vínculo o batismo. Na análise feita por Durkheim (2000), ocorreria justamente o contrário do encontrado aqui. Ou seja, que as capacidades integradoras das comunidades religiosas geram no indivíduo o sentimento de pertencimento, ou seja, de vínculo com algum grupo, e essas interações sociais reduzem o sentimento de independência (individualidade).

A outra variável que apresentou sinal oposto foi DIV. A explicação disso pode ser de que os suicídios ocorrem menos entre os divorciados do que entre pessoas com outros estados civis. Andrés, Halicioglu e Yamamura (2011) fizeram um estudo sobre os determinantes socioeconômicos do suicídio no Japão e encontraram uma relação positiva entre essas variáveis.

Fountoulakis et al. (2016) defendem em seu estudo sobre o suicídio que esse fenômeno é melhor explicado por variáveis de clima do que por variáveis econômicas, principalmente no caso dos homens. A análise realizada aqui sobre as variáveis de clima liga-se não a fatores patológicos, mas ao pressuposto de que o Brasil ainda é um país primário exportador e boa parte do que se é consumido é proveniente de atividades como da agricultura familiar de subsistência.

Dessa forma, a ideia foi analisar como a temperatura média e o fenômeno da seca (baixo volume de chuvas) se relacionam com a taxa média de suicídios no Brasil. Características regionais dessa magnitude impactam, de certa forma, em problemas diversos como na produção agrícola, na geração e na distribuição de renda entre os residentes em cada região. E isso corrobora os resultados apresentados pelas estimações, nos quais o aumento da temperatura possui relação positiva com o suicídio, assim como o fenômeno da seca. É importante ressaltar que os sinais apresentam-se de acordo com a teoria adotada, conforme os estudos de Shiva (2004), Likhvar, Honda

e Ono (2011), Dixon et al. (2014), Carleton (2017) e Macharla e Lal (2019).

O pseudocoefficiente de determinação, $R^2 \approx 2\%$, reafirma aquilo que já é debatido pela literatura vigente, que o suicídio é um fenômeno complexo, e as variáveis aqui analisadas ainda explicam muito pouco as causas desse problema. Mas, embora isso seja algo credível, ainda assim as principais conclusões aqui encontradas podem servir de guia para a formulação de políticas públicas voltadas ao combate do suicídio no Brasil. Outros pontos importantes são apresentar e analisar os impactos diretos, indiretos e totais de cada variável para com o suicídio, uma vez que foi constatado um ρ positivo e significativo (efeito realimentador). De acordo com Golgher (2015), se o ρ não fosse significativo, a recomendação é que se analise apenas o efeito direto, pois o indireto seria nulo. “Um efeito realimentador funciona desse jeito: a variável explicativa k na região i influencia as regiões vizinhas que influenciam, por sua vez, a variável dependente” (Almeida, 2012, p. 157).

No modelo SAR, uma mudança na variável explicativa em um município i afetará tanto o próprio município (captado pelo efeito direto) quanto seus vizinhos (por meio dos efeitos indiretos). Ao somar esses dois efeitos, encontra-se o efeito total. De acordo com Almeida (2012), a forma auxiliar de calcular o efeito total seria: $(1 - \rho)^{-1}\beta_k$. Para tanto, foram estimados os efeitos marginais dos dois modelos M1 e M2, mas a análise dos resultados foi realizada apenas para o M1 (com SPI), pois o M2 (com CHUVA) foi estimado apenas para verificar a robustez. Semelhante aos resultados apresentados anteriormente, o PIBpc, a HOM, a Id_15a29, o GINI, a Id_50a59, o TRANS e a T_SUPER não foram significativas estatisticamente. Sendo assim, essas variáveis não foram interpretadas. Portanto, a análise dos diagnósticos foi detalhada apenas para as demais variáveis explicativas.

Contudo, é importante destacar o viés causado pelo MQO, sendo essa uma das justificativas para o uso de modelos alternativos ao convencional, responsável por estimar os efeitos espaciais (para o caso metodológico desta pesquisa) entre variáveis. Para calcular o viés, a expressão matemática é a seguinte: $[(\frac{\beta_{ET} - \beta_{MQO}}{\beta_{MQO}}) * 100]$. A Tabela 6 apresenta cada uma das medidas.

Com base nos resultados, percebe-se que a grande maioria dos efeitos indiretos não foi significativa. Dessa forma, por conveniência, foram discutidos primeiramente apenas os efeitos totais. Por fim, serão explanados rapidamente os efeitos indiretos significativos em M1.

No caso da T_ENV, para uma variação de 10 pontos percentuais na taxa de envelhecimento do município i , espera-se haver efeito total e positivo de aproximadamente 25 casos de suicídio por 100 mil habitantes na região próxima ao município i . Com relação à taxa de desemprego, foi constatado que há um impacto significativo e positivo dessa variável para com a TX_SUIC, ou seja, havendo um aumento de 10 pontos percentuais na DESEMP em i , espera-se que haja um aumento de 2 casos de suicídios por 100 mil habitantes na região em questão.

Tabela 6. Resultados das estimações para os modelos SAR (M1 e M2)

Variáveis	Efeitos							
	SAR 1			SAR 2				
	Direto	Indireto	Total	Viés (%)	Direto	Indireto	Total	Viés (%)
PIBpc	1,126	0,340	1,526	-13,390	1,012	0,400	1,412	-14,270
T_ENV	1,852 ***	0,658	2,510 ***	28,460	1,644 ***	0,649	2,293 ***	31,860
HOMEM	35,348	12,551	47,899	21,800	29,078	11,477	40,555	20,700
Id_15a29	12,051	4,279	16,330	9,420	7,762	3,064	10,826	7,650
DESEMP	0,171 **	0,061	0,231 **	37,500	0,187 *	0,074	0,261 **	41,080
GINI	2,826	1,003	3,829	37,640	4,555	1,798	6,353	41,270
Id_50a59	36,271	12,879	49,150	3,220	0,874	0,345	1,219	-90,440
TRANS	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
T_SUPER	-0,178	-0,063	-0,241	58,550	-0,272	-0,107	-0,379	53,440
RELIG	-0,224 **	-0,080	-0,304 **	38,180	-0,242	-0,095	-0,337	41,600
DIV	-1,271 ***	-0,451	-1,722 **	43,380	-1,650 ***	-0,651	-2,302 ***	45,880
TEMP	4,645 **	1,649	6,294 **	14,270	7,014 ***	2,768	9,783 ***	22,960
CHUVA	-	-	-	-	-0,043	-0,017	-0,060	13,210
SPI	-1,900 ***	-0,674	-2,574 **	25,620	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * p < 0,1; ** p < 0,05; *** p < 0,01.

Quanto à RELIG e à DIV, o sinal negativo evidencia que a frequência proporcional de suicídios tem relação inversa com ambas as variáveis. Isso indica mais uma vez que o aumento na taxa de suicídios não ocorre nos municípios onde as taxas de divórcios e de pessoas sem religião definida sejam mais expressivas. Ou ainda, que as maiores taxas de suicídio não ocorram entre pessoas com esse tipo de perfil conjugal/religioso, mas sim entre pessoas com outros estados civis e/ou que estejam envolvidos com alguma doutrina religiosa.

As variáveis meteorológicas também apresentaram significância estatística nos efeitos marginais. No caso da TEMP, para um aumento de $1^{\circ}C$ na média dessa variável, espera-se que a taxa de suicídios varie na mesma direção, aumentando em aproximadamente 7 casos por 100 mil habitantes.

No caso do SPI, quando há uma variação no seu índice, a classificação climática regional se altera, por exemplo, considerando que em uma região i o índice varie de 0, que corresponde a precipitação normal, para -1, o que indica que na região em questão há predominância da seca. Assim, se um município passar da condição de precipitação normal para a condição de predominância de seca, espera-se, em média, que os suicídios no município aumentem em aproximadamente 2 casos por 100 mil habitantes.

Para T_ENV, TEMP e SPI, os efeitos indiretos também apresentaram significância estatística, evidenciando que as taxas médias de suicídio dos municípios brasileiros sofrem influências da taxa de envelhecimento, da temperatura média e da seca não só de cada município em questão, mas também das condições apresentadas por cada uma dessas variáveis nas cidades vizinhas.

5. Considerações finais

O presente estudo buscou verificar a influência de variáveis econômicas, meteorológicas e sociais sobre a taxa de suicídios nos municípios brasileiros, bem como seus padrões de distribuição espaciais. Constatou-se uma baixa autocorrelação espacial positiva na taxa de suicídios, tanto para o ano de 2000 quanto para o ano de 2010. Todavia, como o modelo mais indicado pelos testes focados foi o de defasagem espacial (SAR), pode-se inferir que há relativo efeito transbordamento entre as unidades seccionais.

A partir dos resultados, destaca-se que a taxa de suicídios no Brasil é influenciada positivamente pelas variáveis taxa de envelhecimento, taxa de desemprego e temperatura média; bem como é negativamente associada à não religiosidade, aos divórcios e ao volume médio de chuvas. Os resultados indicam que devem ser elaboradas políticas públicas que visem à melhoria nas disparidades sociais e na inclusão, devem ser desenvolvidos programas de integração sazonal (auxiliando famílias carentes nos períodos de seca extrema), como é o caso do programa “Garantia Safra” implementado no Brasil em 2002, por exemplo. Também é importante revisar os programas espe-

cíficos existentes e promover um acompanhamento mais delicado às vítimas/regiões potenciais.

Para Gonçalves et al. (2011), o problema do suicídio encontra-se intrínseco às relações sociais. Sendo assim, outra estratégia que poderia ser tomada para dissuadir tal prática seria investir em programas de integração que incluam garantias relacionadas ao bem-estar e à prevenção de danos.

Uma limitação do estudo é o seu *design* ecológico, o que restringe as inferências causais ao nível individual. Além disso, a análise aqui realizada é feita apenas para os casos efetivos de suicídio, não levando em consideração os casos de tentativas que não resultaram em morte. Apesar dessas limitações, acreditamos que os resultados encontrados neste trabalho contribuirão para o debate acerca dos determinantes do suicídio.

De todo modo, também seria interessante elaborar pesquisas que analisem características microrregionais e aquelas mais voltadas aos indivíduos, como orientação sexual, dependência química, porte de armas de fogo, bem como realizar estudos direcionados e comparativos entre as regiões de maior e as de menor frequência, entre outros.

Referências

- Almeida, E. (2012). *Econometria Espacial Aplicada*. São Paulo: Alínea.
- Amaral, S. S. (2019). Suicídio no RN e sua relação com determinantes espaciais, urbanização, desenvolvimento e outros fatores socioeconômicos. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 13(2): 288-308.
- Andres, A. R.; Halicioglu, F.; Yamamura, E. (2011). Socio-economic determinants of suicide in Japan. *Journal of Socio-Economics*, 40(6), 723-731.
- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association - LISA. *Geographical Analysis*, 27(2): 93-115.
- Antunes, J. A. P. J. (2015). Crise econômica, saúde e doença. *Psicologia, Saúde & Doenças*, 16(2): 267-277.
- Arbia, G. (2014). *A Primer for Spatial Econometrics: With Applications in R*. Palgrave Macmillan, Houndmills.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. 3. Ed., New York: John Wiley & Sons Inc.
- Baumont, C. (2004). Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)? *Research Report, n. 67*. Laboratoire d'économie et de gestion (LEG).

- Becker, G. S.; Posner, R. A. (2004). *Suicide: An Economic Approach*. Department of Economics, University of Chicago.
- Bergeron, A. J. (2014). *The Economics of Suicide: An Empirical Study of America's Rising Suicide Rate*. The Honors Program Senior Capstone Project.
- Botega, N. J.; Werlang, B. S. G.; Cais, C. F. S.; Macedo, M. M. K. (2006). Prevenção do comportamento suicida. *Psico*, 37(1): 213-220.
- Burke, M.; González, F.; Baylis, P.; Heft-Neal, S.; Baysan, C.; Basu, S.; Hsiang, S. (2018). Higher temperatures increase suicide rates in the United States and Mexico. *Nature Climate Change*, 8(8): 723-729.
- Carleton, T. A. (2017). Crop-damaging temperatures increase suicide rates in India. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 114(33): 8746-8751.
- Cerqueira, D. R. D. C.; Carvalho, A. X. Y. D.; Lobão, W. J. A.; Rodrigues, R. I. (2007). Análise dos custos e consequências da violência no Brasil. *Texto para Discussão, n. 1284*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Chen, J.; Choi, Y. J.; Mori, K.; Sawada, Y.; Sugano, S. (2012). Socio-economic studies on suicide: A survey. *Journal of Economic Surveys*, 26(2): 271-306.
- Croissant, Y.; Millo, G. (2019). *Panel Data Econometrics with R*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Curatolo, E.; Brasil, H. (2005). Depressão na infância: peculiaridades no diagnóstico e tratamento farmacológico. *Jornal Brasileiro de Psiquiatria*, 54(3): 170-176.
- DATASUS (2019). Óbitos por causas externas. *Informações de Saúde (TABNET)*. Departamento de Informática do SUS, Ministério da Saúde.
- Dixon, P. G.; Sinyor, M.; Schaffer, A.; Levitt, A.; Haney, C. R.; Ellis, K. N.; Sheridan, S. C. (2014). Association of weekly suicide rates with temperature anomalies in two different climate types. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 11(11): 11627-11644.
- Durkheim, É. O. (2000). *O suicídio: Estudo de Sociologia*. Tradução de Mônica Stahel. São Paulo: Martins Fontes.
- Estellita-Lins, C.; Oliveira, V. M.; Coutinho, M. F. C. (2006). Acompanhamento terapêutico: intervenção sobre a depressão e o suicídio. *Psychê*, 18(1): 151-166.
- Feltrin, R. J.; Almeida, H. J. F. (2018). Determinantes socioeconômicos do suicídio em Santa Catarina: uma análise com dados em painel. 2018. 49 f. *Monografia* (Graduação em Economia). Universidade Federal de Santa Catarina - UFSC, Santa Catarina.

- Fountoulakis, K. N.; Chatzikosta, I.; Pasiadis, K.; Zanis, P.; Kawohl, W.; Kerkhof, A. J.; Bech, P. (2016). Relationship of suicide rates with climate and economic variables in Europe during 2000–2012. *Annals of General Psychiatry*, 15(1): 1-6.
- Fraga, W. S.; Massuquetti, A.; Godoy, M. R. (2016). Determinantes socioeconômicos do suicídio no Brasil e no Rio Grande do Sul. *Anais... XIX Encontro da Região Sul, Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, Florianópolis-SC*.
- Golgher, A. B. (2015). *Introdução à econometria espacial*. São Paulo: Paco Editorial.
- Gonçalves, L. R. C.; Gonçalves, E.; Oliveira Júnior, L. B. (2011). Determinantes espaciais e socioeconômicos do suicídio no Brasil: uma abordagem regional. *Nova Economia*, 21(2): 281-316.
- Greene, W. H. (2008). *Econometric Analysis*. 6. ed. Upper Saddle River: Pearson Prentice-Hall.
- Gutierrez, B. A. O. (2014). Assistência hospitalar na tentativa de suicídio. *Psicologia USP*, 25(1): 262-269.
- Hamermesh, D. S.; Soss, N. M. (1974). An Economic Theory of Suicide. *Journal of Political Economy*, 82(1): 83-98.
- Holopainen, J.; Helama, S.; Björkenstam, C.; Partonen, T. (2013). *Variation and Seasonal Patterns of Suicide Mortality in Finland and Sweden since the 1750s*. Environ Health Prev Med. Helsinki: University of Helsinki, Gustaf Hällströmin Katu.
- Kinchin, I.; Doran, C. M. (2017). The economic cost of suicide and non-fatal suicide behavior in the Australian workforce and the potential impact of a workplace suicide prevention strategy. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14(4): 347-342.
- Kurokouchi, M.; Miyatake, N.; Kinoshita, H.; Tanaka, N.; Fukunaga, T. (2015). Correlation between suicide and meteorological parameters. *Medicina*, 51(6): 363-367.
- Likhvar, V.; Honda, Y.; Ono, M. (2011). Relation between temperature and suicide mortality in Japan in the presence of other confounding factors using time-series analysis with a semiparametric approach. *Environmental Health and Preventive Medicine*, 32(1): 36-43.
- Macharla, I.; Lal, B. S. (2018). Impact of climate change on farmer suicides in Telangana - a study. *International Journal of Management, Marketing and HRD*, 24(3): 234-251.
- Minayo, M. C. De S.; Cavalcante, F. G. (2010). Suicídio entre pessoas idosas: revisão da literatura. *Revista Saúde Pública*, 12(4): 750-757.
- Moscicki, E. K. (1995). *Epidemiology of Suicidal Behavior. Suicide and Life-Threatening Behavior*. Epidemiologic Catchment Area Program (ECA).

Acevedo Navas, C. (2010). ¿Influye la realidad económica en el suicidio? El caso colombiano. *Revista de Economía del Caribe*, 9(5): 143-187.

OMS. (2018). *Estimativas de Taxa de Suicídio, Estimativas Padronizadas por Idade e por País*. Organização Mundial da Saúde, Brasília-DF.

Osafo, J.; Knizek, B. L.; Akotia, C. S.; Hjelmeland, H. (2012). Attitudes of psychologists and nurses toward suicide and suicide prevention in Ghana: A qualitative study. *International Journal of Nursing Studies*, 49(6): 691-700.

Santos, E. G. D. O.; Oliveira, Y. O. M. D. C.; Azevedo, U. N. D.; Nunes, A. D. D. S.; Amador, A. E.; Barbosa, I. R. (2017). Análise espaço-temporal da mortalidade por suicídio em idosos no Brasil. *Revista Brasileira de Geriatria e Gerontologia*, 20(2): 845-855.

Shiva, V. (2004). *The Suicide Economy of Corporate Globalisation*. Z Space, A community of people committed to social change.

Silva, C.; Büttgenbender, E. O. (2015). Mudanças econômicas: avaliando o suicídio. *Anais...* Associação de Pesquisadores em Economia Catarinense, IX Encontro de Economia Catarinense, Chapecó-SC.

Willmott, C. J.; Matsuura, K. (2019). *Terrestrial Air Temperature: 1900-2014 Gridded Monthly Time Series*. University of Delaware.

WMO. (2012). Standardized precipitation index user guide. *Working Paper, n. 1090*, World Meteorological Organization.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2. ed. The MIT Press: Cambridge, Massachusetts.

 Este artigo está licenciado com uma *CC BY 4.0 license*.