

Anais do 11º Seminário de Administração Pública e Economia do IDP
Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa – IDP
Programa de Mestrado Profissional em Administração Pública
Programa de Mestrado Profissional em Economia
01 e 02 de dezembro de 2021

GT – 2: Análise de Políticas Públicas e a Agenda de Reformas

**CONDICIONANTES ECONÔMICOS DAS TAXAS DE SUICÍDIO: UMA
ABORDAGEM EM PAINEL DINÂMICO ESPACIAL PARA AS MICRORREGIÕES
DO BRASIL**

Raquel Alves Pérez é Doutoranda em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM) da Universidade Federal de Pelotas.

Silvio da Rosa Paula é Doutorando em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM) da Universidade Federal de Pelotas.

Gabrielito Rauter Menezes é Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (2015). Atualmente é Professor Adjunto da Universidade Federal de Pelotas e Coordenador do LabReg (Laboratório de Economia Regional).

CONDICIONANTES ECONÔMICOS DAS TAXAS DE SUICÍDIO: UMA ABORDAGEM EM PAINEL DINÂMICO ESPACIAL PARA AS MICRORREGIÕES DO BRASIL

ECONOMIC CONSTRAINTS OF SUICIDE RATES: A SPATIAL DYNAMIC PANEL APPROACH FOR MICROREGIONS OF BRAZIL

Resumo: Este estudo tem como objetivo analisar o efeito dos condicionantes econômicos sobre as taxas de suicídio por 100.000 habitantes, através de um painel dinâmico espacial nas microrregiões brasileiras. Os dados utilizados foram do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM), no período de 2006-2017. Os resultados encontrados apontam que houve cluster com altas taxas de suicídios na região Sul e baixas taxas de suicídios nas regiões Norte e Nordeste. Foi encontrada uma relação inversa entre “boa” conjuntura econômica e taxa de suicídios, indicando que aumentos no PIB, vínculos empregatícios e maiores aportes nas áreas de educação, cultura, previdência, saúde e saneamento afetam negativamente as taxas de suicídios. A conjuntura econômica favorável em microrregiões contíguas, também, contribuem para a redução das taxas de suicídios. Neste contexto, evidencia-se a necessidade de políticas públicas, capazes de mitigar as taxas de suicídios, principalmente na região Sul brasileira, com maior atenção nos momentos de instabilidade econômica.

Palavras-chaves: Taxa de Suicídio, Econometria Espacial, Brasil.

Abstract: This study aims to analyze the effect of economic conditions on suicide rates per 100,000 inhabitants, through a spatial dynamic panel in Brazilian microregions. The data used were from the Mortality Information System (SIM) for the period 2006-2017. The results found show that there was a cluster with high suicide rates in the South region and low suicide rates in the North and Northeast regions. An inverse relationship was found between “good” economic conditions and the suicide rate, indicating that increases in the Gross Domestic Product (GDP), employment bonds and greater contributions in the areas of education, culture, welfare, health, and sanitation negatively affect suicide rates. The favorable economic situation in contiguous microregions also contributes to the reduction of suicide rates. In this context, there is an evident need for public policies capable of mitigating suicide rates, especially in the southern region of Brazil, with greater attention to moments of instability economic.

Keywords: Suicide Rate, Spatial Econometrics, Brazil.

1. INTRODUÇÃO

A mortalidade por lesões autoprovocadas intencionalmente, ou suicídio, como é popularmente conhecido, foi a causa morte em todo o mundo de 703 000 de pessoas por ano (WHO, 2021). Durkheim (1897), em sua obra *Le suicide* definiu que o suicídio possui natureza eminentemente social. Apesar do suicídio tratar-se de um ato individual, sabe-se que guerras, catástrofes, características culturais, problemas de inclusão social aumentam a taxa de suicídio em nível coletivo (WHO, 2014).

O suicídio é um tema de vasta e secular literatura, porém ainda é tratado como um tabu por algumas sociedades. Por exemplo, os indivíduos que cometem suicídio podem não ser

considerados dignos de enterros religiosos (MINOIS, 2000). Embora o suicídio ainda seja uma morte abominável em algumas sociedades, é igualmente tratado como um problema de saúde pública. Dado isso, 28 países aderiram à data internacional de prevenção ao suicídio, 10 de setembro, onde busca-se mitigar e adotar estratégias eficazes contra o comportamento suicida, disseminando informações para prevenção da vida (WHO, 2014).

A *World Health Report* (WHO) em 2014, salientou que para a promoção de estratégias para a prevenção do suicídio são necessários métodos multissetoriais que vão além do setor de saúde, incluindo educação, trabalho, bem-estar, judiciário e outros, adequando-se para o contexto social e cultural de cada país. Para Durkheim (1897), o ato suicida vai além de características individuais e esporádicas; pode ser um ato contagioso, o qual produz efeitos sociais; se há este contágio é necessário caracterizar influências geográficas.

Na área econômica algumas pesquisas vêm explorando essa importante temática. O precursor estudo *An Economic Theory of Suicide* de Hamermesh e Soss (1974), observou 21 países desenvolvidos nos anos de 1947-1965, encontrando que o ato suicida em adultos mais velhos foi mais sensível a variações no desemprego do que em adultos mais jovens e a taxa de suicídio diminui com o aumento da renda.

No Brasil o aumento deste comportamento autodestrutivo também foi observado. No ano de 2000, 6.780 pessoas morreram por lesões autoprovocadas intencionalmente. Já no ano de 2017, ocorreram 12.495 mortes desta maneira, um aumento de 84,29% em 17 anos (DATASUS, 2019). Neste contexto o presente trabalho busca analisar a taxa de suicídio, para todas as microrregiões do Brasil, através de um painel dados espaciais para os anos de 2006 a 2017, com informações extraídas dos Dados do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) do Departamento de informática do Sistema Único de Saúde do Brasil (DATASUS).

Dentro deste contexto, o presente estudo objetiva explorar se a taxa de suicídio está relacionada com as características socioeconômicas das microrregiões brasileiras. Esta análise foi realizada por meio da econometria espacial, a qual investiga os efeitos espaciais através de dados transversais ou em painel. A abordagem espacial nos permitirá modelar e encontrar padrões espaciais que explicam as taxas de suicídios nas microrregiões, fornecendo um conjunto de informações importantes para os tomadores de decisão possam conduzir políticas públicas mais efetivas baseadas em evidências.

Para responder o objetivo citado, o artigo está dividido em quatro seções. Na segunda seção, são apresentados os aspectos metodológicos, bem como os dados utilizados e a estratégia

empírica empregada. Consecutivamente, os resultados são apresentados e discutidos na terceira seção para, finalmente, apresentar-se as considerações finais na quarta seção.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Em diversos países são conduzidas pesquisas com intuito de compreender determinantes dos suicídios, por exemplo, na Rússia o estudo de (RAZVODOVSKY, 2019), para os anos de 2000-2015, em uma análise de correção, encontrou que há uma relação inversa entre o preço das bebidas alcoólicas e a taxa de suicídio. Em contexto semelhante, İlgün *et al.* (2020) ao observar 151 países no ano de 2016, encontraram que aumentos na prevalência de depressão, no consumo de bebidas alcoólicas e na taxa de desemprego aumentaram de forma estatisticamente significativa os casos de suicídio.

Nos EUA, para o período de 2000-2015, foram analisadas políticas de bem-estar social, como os programas de assistência nutricional suplementar (*Supplemental Nutrition Assistance Program* -SNAP) e de crédito no imposto de renda (*Earned Income Tax Credit* - EITC); os resultados indicam que uma maior participação no SNAP foi associada a menores taxas de suicídios de mulheres e homens; se o programa SNAP possuísse uma maior abrangência de um desvio padrão, durante o período teriam sido poupadas 31.600 vidas (RAMBOTTI, 2020).

Estudo conduzido para nove regiões urbanas da união europeia (Atenas, Barcelona, Berlim-Brandemburgo, Bruxelas, Lisboa, Londres, Praga, Estocolmo e Turim), buscou analisar os feitos da desigualdade socioeconômica sobre as taxas de suicídios durante os períodos de crises econômicas (2000-2003, 2004-2008 e 2009-2014), os resultados encontrados, indicam que há um risco relativo, entre os homens; comparando mortes por suicídios para os indivíduos com severa privação socioeconômica aos indivíduos com baixa privação socioeconômica, o risco relativo foi superior a 1 em Estocolmo e Lisboa em todos os períodos; em Barcelona foi 2,06 para o primeiro período diminuindo nos restantes. Para as mulheres, Estocolmo foi a única cidade que apresentou associação positiva significativa com risco relativo em torno de 2. Não houve mudanças na desigualdade socioeconômica, nos três períodos, com exceção apenas para mulheres, em Londres, onde foi encontrada uma redução no risco relativo para o terceiro período (BORRELL *et al.*, 2020).

Na Itália Mattei, Pistoresi e De Vogli (2019), analisaram a relação entre o desemprego e o suicídio no período de 1990-2014 como foco no período da grande recessão (2007) e o desempenho de programas ativos do mercado de trabalho de proteção social (*active labor market programs* -ALMPs). Os resultados apontam que até o ano de 2007 a taxa de suicídio

apresentou uma tendência negativa, sendo desacelerada por mudanças no desemprego. Com o início da grande recessão (2010-2014), a taxa de suicídio começou a aumentar, especialmente entre os homens; para crises econômicas mais graves foi encontrada associações no aumento da morte por suicídio entre homens e mulheres. O programa ALMPs mostrou-se eficaz em amenizar a relação entre desemprego e suicídio entre homens no grupo etário de 45-54 anos.

Outra investigação observou o comportamento suicida de indivíduos ingleses, com 16 anos ou mais, em tratamento de saúde mental antes, durante e após a recessão de 2008, no período de 2000-2016. Por meio de um modelo de regressão foi identificado que para homens houve um declínio de 0,5% trimestralmente antes da recessão; durante a recessão a taxa de suicídio mostrou-se crescente; foi constatado aumento nos suicídios associados à recessão em homens entre 45-54 anos desempregados ou com diagnóstico de dependência/abuso de substâncias (álcool/drogas); no período de 2012-2016 houve queda no suicídio entre homens, contudo houve aumento de homens procurando atendimentos de saúde mental (IBRAHIM *et al.*, 2019). Quando observado o histórico familiar em Copenhague indivíduos que nasceram entre 1969-1951, em Copenhague, e se seus pais cometeram suicídio foram encontrados indícios de que o histórico suicida dos pais apresentou uma condição de risco para os seus descendentes, principalmente para filhos em hospitalização psiquiátrica (SØRENSEN *et al.*, 2009). Outro estudo examinou profissionais de saúde nos EUA no período de 1988 a 2014, por meio dos modelos de regressão de Cox: foi encontrado que indivíduos religiosos em profissionais de saúde tem menor risco de suicídio (CHEN *et al.*, 2020).

Na Coreia do Sul um estudo observou indivíduos com comportamentos autodestrutivos (ideação suicida, parassuicida e suicídio concluído) por meio de 4 grupos de dados da Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição da Coreia (*Korea National Health and Nutrition Examination Survey*), nos períodos de 1995, 1998, 2001 e 2005, através do índice relativo de desigualdade e do índice de inclinação da desigualdade; foi encontrado que a prevalência da ideação suicida e o parassuicídio diminuíram; já o suicídio completo aumentou, com destaque para: adultos mais velhos, baixa escolaridade, residência rural e privação de área; as quais foram relacionadas com maiores taxas de suicídio. Ademais, a desigualdade absoluta e relativa na morte por suicídio aumentou durante o período observado (KIM *et al.*, 2010). Ainda para Coreia do Sul, Hong, Knapp e McGuire (2011), com o mesmo conjunto de dados para o período de 1998-2007, por meio do método do índice de concentração foi mensurada à desigualdade socioeconômica em depressão, ideação suicida e tentativas de suicídio, encontrando maior concentração deste comportamento em indivíduos com baixa renda.

No Brasil, investigações buscam compreender o comportamento suicida, através de análises epidemiológicas, ecológicas, econômicas e espaciais. Ao analisar a epidemiologia dos índices de suicídio no período de 1980 a 2006 Lovisi *et al.* (2009), encontraram que a taxa de suicídio por cem mil habitantes aumentou em 29,5%, com maior registro nas regiões Sul e Centro-oeste; os registros de suicídio eram maiores entre homens e indivíduos com 70 anos ou mais; houve aumento no registro de suicídio para indivíduos entre a faixa etária de 20-59 anos. Os indivíduos que cometeram suicídio possuíam características de baixo nível educacional e eram em maioria solteiros. No Rio Grande do Sul foram descritas as características epidemiológicas para a taxa de suicídio no período de 1980-1999 evidenciando que nos anos 80 o coeficiente padronizado de morte por suicídio aumentou de 9/100.000 para 11/100.000 no ano de 1999; entre os homens o coeficiente foi de 14/100.000 em 1980 para 20/100.000 em 1999; os coeficientes mais elevados representavam adultos mais velhos, indivíduos viúvos e aqueles cuja ocupação consistia na agropecuária e pesca (MENEGHEL *et al.*, 2004). Um estudo ecológico de serie temporal analisou a tendência de morte por suicídio entre 1996-2015, através do modelo de regressão de Prais-Winsten: foi encontrada maior prevalência de óbitos masculinos por suicídio e que houve tendência de crescimento nas mortes suicidas nas regiões: Norte, Nordeste e Sudeste, e queda na região Sul (D'EÇA JÚNIOR *et al.*, 2019). Alves, Machado e Barreto (2019), analisaram o efeito do programa de transferência de renda Bolsa Família e a taxa de suicídio, o período de 2004-2012. através de dados de painel com modelos de regressão binomial negativa com efeitos fixos: foram encontradas evidências que um aumento na cobertura do programa e duração da cobertura por 3 anos ou mais podem reduzir a taxa de suicídio municipal. No Rio Grande do Sul foi realizada uma análise do perfil epidemiológico e toxicológico dos casos de suicídio com dados *cross-section* no período de 2017 e 2018, foi encontrado que 79,4% dos óbitos foram de homens e a faixa etária predominante foi de 50-54 anos com 10,3%; 29,1% dos óbitos continham a presença de álcool e 36,1% para drogas psicotrópicas (FRANCK, MONTEIRO E LIMBERGER, 2020).

Shikida, Araujo Jr e Gazzi (2006), analisaram as variáveis socioeconômicas que influenciaram a taxa de suicídio no Brasil, através de dados *cross-section* estaduais para o ano de 2000; foi encontrado que as regiões Sul e Centro-Oeste possuem taxas de suicídio mais elevadas e identificou-se que os gastos com saúde possuíram efeito negativo com a taxa de suicídio. Outra pesquisa estimou o efeito das variáveis socioeconômicas na taxa de suicídio nos estados brasileiros, com exceção do Tocantins, por meio de dados em painel para os anos de 1981-2006; foi encontrado que renda, pobreza e desemprego tem impacto negativo na taxa de

suicídio; a desigualdade apresentou impacto positivo, as variáveis renda e desemprego foram as variáveis que apresentaram maior efeito no aumento da taxa de suicídio dos grupos mais jovens (LOUREIRO, DE MENDONÇA, E SACHSIDA, 2010). Confortin *et al.* (2019), analisaram a variação percentual média da taxa de suicídio adultos mais velhos na região Sul brasileira, no período de 2006-2015, a pesquisa exibiu que houve ampliação na variação da taxa de suicídio no Brasil entre os adultos mais velhos no período de 2008-2015, e redução no estado do Paraná para o período de 2006-2009; ao observar grupos etários indivíduos entre 70-79 anos encontram-se no grupo com aumentos significativos na taxa de suicídio no período de 2006-2010, já para o grupo de 60-69 anos encontraram que no período de 2006-2010 houve redução na taxa de suicídio, e aumentou para os estado do Paraná no período de 2006-2010 e para o estado de Santa Catarina no período de 2006-2015.

Por meio de uma investigação espacial da taxa média da mortalidade por suicídio para os municípios brasileiros entre 2010 e 2014, as taxas médias mais elevadas foram encontradas em municípios dos estados do Tocantins, Mato Grosso do Sul, Rio Grande do Sul e Minas Gerais; houve formação de cluster espacial na taxa de suicídio no Sul, porém não foi encontrado autocorrelação espacial significativa para os fatores socioeconômicos (DANTAS *et al.*, 2017). Palma, Santos e Ignotti (2020), analisaram o padrão espacial das taxas de suicídio nos municípios brasileiros entre 1990-2015, em triênios, por meio de análises de clusters e inferência bayesiana foi evidenciado quem em 2015 a cada 64 minutos houve registro de uma morte por suicídio; foi encontrado que no último triênio alta taxa de suicídio entre jovens e indígenas; em todos os períodos houve formação de cluster na região Sul; houve aumento de mortes por suicídios na região Nordeste, de adultos e indivíduos negros na região Centro-oeste e de jovens e indígenas no noroeste do Amazonas. Outra pesquisa analisou a taxa média de suicídio para o Brasil entre os anos de 1998-2002, encontrando “efeito contágio” espacial entre as microrregiões brasileiras. As determinantes do suicídio encontradas foram: uma relação negativa entre pobreza e suicídio e uma relação direta entre o grau da ruralização da microrregião e a taxa de suicídio (GONÇALVES, GONÇALVES E OLIVEIRA JÚNIOR, 2011). Araújo (2020), observou a taxa de suicídio para o ano de 2000 e 2010 no Brasil. Através de um painel espacial balanceado em primeira diferença foi encontrado “efeito transbordamento” do suicídio, relacionado positivamente com: taxa de envelhecimento, taxa de desemprego e temperatura média; e negativamente com: proporção de pessoas sem religião definida, proporção de divórcios e volume de chuva.

Ao avaliar a taxa de suicídio em relação a renda no Brasil, no Estado de São Paulo e no Município de São Paulo admitindo área geográfica (área 1 mais rica até a área 3 mais pobre) e tendências temporais para o período de 1996-2008, através de cálculos de risco relativo foram identificados clusters espaciais para a região Sul do Brasil, Oeste do estado de São Paulo e Centro da cidade de São Paulo foi exposto pela pesquisa que as áreas mais ricas do Brasil e da cidade de São Paulo possuíam maior taxa de suicídio e as áreas mais pobres do estado de São Paulo (BANDO *et al.*, 2012). No Distrito Federal foram observadas as características espaciais e a taxa de suicídio entre 2000-2015 encontrando que a maioria dos indivíduos que cometeram suicídio era homens e indivíduos jovens; através da análise espacial foi possível constatar que houve maior intensidade em áreas mais urbanizadas (TOMASINI, 2016).

Quando observado conglomerados espaciais da taxa de mortalidade padronizada por suicídio no Nordeste brasileiro, no período de 2000 a 2014, um estudo concluiu que o suicídio possui distribuição aleatória e não possui relação espacial com variáveis socioeconômicas (SANTOS E BARBOSA, 2017). Contudo Amaral (2019), ao analisar a taxa média anual de suicídio por cem mil habitantes, no período de 2006-2015, nos municípios do estado nordestino do Rio Grande do Norte, encontrou formação de clusters e efeito contágio para a taxa de suicídio, com relação direta com a proporção da população de 25 anos ou mais, com ensino superior completo, e com a desigualdade de renda; e relação inversa com o nível econômico e a razão de dependência entre os indivíduos <15 e >65 anos em relação aos >15 e <64 anos.

Para a região Sul, análises espaciais da taxa de suicídio foram realizadas para o estado do Paraná, no período de 2007-2010, por meio de regressão de Poisson, regressão binomial negativa e os métodos de filtragem espacial; foi identificado que municípios da zona rural que usaram agrotóxico de modo inadequado possuem alta taxa de suicídio com envenenamento agroquímico, como também maior número de tentativas (LOBO *et al.*, 2020). Por fim, um estudo no Paraná analisou dados espaciais na taxa de suicídio para indivíduos ente 15-29 anos, entre 1998-2002 e 2008-2012 ocorreu em clusters geográficos de alta taxa de suicídio associados a privação socioeconômica, infraestrutura rural e desenvolvimento (ALARCÃO *et al.*, 2019).

3. METODOLOGIA

3.1 Estratégia empírica

Para investigar os condicionantes econômicos das taxas de suicídios, foram utilizados dados em nível de microrregiões do Brasil, especificamente para 557 microrregiões, no período

entre 2006 e 2017 ¹. Para a construção da variável dependente, taxa de suicídio por cem mil habitantes, foram utilizadas informações sobre a ocorrência de mortalidade por suicídio, obtidas do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) do DATASUS, e estimativa população residente obtida do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Já o conjunto de variáveis explicativas foram divididas em dois grupos, seguindo a literatura: características dos indivíduos que cometeram suicídio e os aspectos relacionados às microrregiões. As características individuais consistem em variáveis que incluem cor da pele (branca, amarela, parda, indígena e negra), gênero (feminino e masculino), estado civil (solteiro, casado, divorciado e viúvo). Ademais, adicionamos controles para categorizar os dias da semana que englobou de segunda-feira a sexta-feira, ou os finais de semana sábado e domingo.

No contexto das características microrregionais, foram utilizadas informações de Produto Interno Bruto (PIB), Valor Adicionado Bruto do setor de Serviços (VAB Serviços) obtidos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); número de vínculos empregatícios, valor médio da remuneração, disponibilizados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS); despesas com educação e cultura, despesas com assistência e previdência e despesas com saúde e saneamento básico obtidos do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Todas as variáveis com valores monetários foram deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) disponibilizado pelo (IBGE) para dezembro de 2017.

Este estudo tem como objetivo investigar os condicionantes econômicos das taxas de suicídio para as microrregiões no Brasil, no período entre 2006 e 2017. Para tal, será utilizada a abordagem econométrica de dados em painel. A estratégia empírica de dados em painel permite acompanhar os indivíduos ao longo do tempo, o que traz uma série de vantagens em relação aos modelos de corte transversal e séries temporais, visto que é possível controlar a heterogeneidade das microrregiões adicionando mais observações, aumentando os graus de liberdade e reduzindo os problemas de colinearidade entre as covariáveis (HSIAO, 2005; WOOLDRIDGE, 2015).

Contudo, a abordagem econométrica tradicional de dados em painel pode estar sujeita a viés quando as variáveis explicativas não são estritamente exógenas, além disso, o painel tradicional não é capaz de modelar a existência de correlações espaciais entre as microrregiões. De acordo com Baltagi e Piroette (2010), os modelos de dados em painel padrão, ao ignorarem

¹ A escolha de tal período foi em função da disponibilidade de dados.

a dependência espacial, podem levar a um viés de variável omitida. Diante dessas considerações, utilizaremos a abordagem de painel dinâmico espacial.

Dado que estamos interessados em avaliar os efeitos dos condicionantes econômicos sobre a taxa de suicídios, devemos levar em consideração que variáveis como PIB, emprego e renda são variáveis potencialmente endógenas, podendo estar correlacionadas com suas realizações passadas e com o termo de erro. Dentro dessa perspectiva, para contornar essas possíveis fontes de vieses, será utilizado o estimador de Blundell e Bond (1998), com a adição de variáveis explicativas espacialmente defasadas.

De acordo com Roodman (2006) o estimador *System Generalized Method of Moment* (GMM-SYS) de Blundell-Bond (1998) foi projetado para situações em que existe uma relação linear funcional; variável dependente com características dinâmicas e variáveis explicativas que não são estritamente exógenas.

Formalmente o modelo tradicional de dados em painel dinâmico pode ser expresso da seguinte forma:

$$Y_{it} = \gamma Y_{it-1} + \beta X'_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

onde y_{it} será a taxa de suicídio por cem mil habitantes para a microrregião i no ano t ; Y_{it-1} representa o *lag* da variável dependente taxa de suicídio; X_{it} é o vetor de variáveis explicativas do modelo para a microrregião i no ano t ; e ϵ_{it} representa o termo de erro da regressão.

Para controlar externalidades de fatores exógenos em microrregiões vizinhas que afetam a variável dependente de uma microrregião específica, utilizaremos uma abordagem semelhante a proposta do modelo espacial *Spatial Lag of X Model* (SLX), onde é adicionado o termo $WX_{it}\Theta$ que permitirá capturar os efeitos de transbordamentos espaciais (VEGA; ELHORST, 2015). Sendo assim, ao adicionarmos na equação (1) o termo espacial, temos a seguinte equação a ser estimada:

$$Y_{it} = \gamma Y_{it-1} + \beta X'_{it} + WX_{it}\Theta + \epsilon_{it} \quad (2)$$

onde $WX_{it}\Theta$ indica o transbordamento espacial da variável explicativa da microrregião i no ano t , sendo que Θ é o parâmetro que expressa o grau de interação espacial local.

Mais especificamente, utilizaremos o estimador *Two-step* GMM-SYS. Na estimação em duas etapas os resíduos obtidos da primeira etapa são empregados para construir uma estimativa consistente da matriz de variância covariância, para controlar os erros heteroscedásticos.

Quanto aos testes para uma correta identificação com o estimador *Two-step* GMM-SYS temos os testes de autocorrelação de primeira e segunda ordem de Arellano e Bond (1991), que irá verificar a consistência do estimador, neste teste é esperado encontrar correlação serial de primeira ordem e que não exista correlação serial de segunda ordem. O teste de Hansen (1982), verificará a validade dos instrumentos internos, garantindo que os instrumentos não sejam correlacionados com o termo de erro da regressão.

Para controlar o problema da proliferação dos instrumentos internos, que gera um *trade-off* entre viés *overfitting* e a eficiência do estimador, será utilizado o Método de Componentes Principais (PCA). O PCA apresenta a vantagem de menor viés, maior robustez, e é uma técnica estatisticamente fundamentada e orientada por dados, capaz de gerar número menor de instrumentos maximamente representativos.

4. RESULTADOS

A tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas, com um total de 6.684 observações ao longo do horizonte temporal de 2006 a 2017. A partir dos dados individuais foi possível observar que, em média, para os 12 anos da amostra, os indivíduos do gênero masculino foram os que cometeram mais suicídios, bem como, os indivíduos declarados pardos e pessoas solteiras.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

Variáveis	Obs.	Média	Desvio padrão	Min.	Max.
ln (Suicídios)	6684	1.562	0.707	-2.285	3.444
ln (PIB)	6684	15.037	1.287	11.493	20.630
ln (VAB Serviços)	6684	13.934	1.484	9.342	20.152
ln (Vínculos Emp.)	6684	10.460	1.376	5.889	16.059
ln (Remuneração Média)	6684	0.975	0.274	0.311	2.482
ln (Desp. Educ. Cult.)	6684	18.626	1.295	0.000	23.325
ln (Desp. Assis. Prev.)	6684	17.003	1.340	0.000	22.986
ln (Desp. Saúde Sanea.)	6684	18.420	1.396	0.000	23.341
ln (Dia Semana)	6684	2.034	0.973	0.000	6.080
ln (Fim Semana)	6684	1.374	0.882	0.000	5.252
ln (Masculino)	6684	2.153	0.976	0.000	6.127
ln (Feminino)	6684	1.090	0.846	0.000	5.100
ln (Amarelo)	6684	0.038	0.190	0.000	2.833
ln (Branco)	6684	1.479	1.192	0.000	6.019
ln (Indígena)	6684	0.049	0.296	0.000	3.638
ln (Pardo)	6684	1.486	0.960	0.000	5.159
ln (Negro)	6684	0.413	0.576	0.000	3.761

ln (Casado)	6684	1.315	0.904	0.000	5.159
ln (Divorciado)	6684	0.457	0.646	0.000	4.205
ln (Solteiro)	6684	1.722	0.949	0.000	5.864
ln (Viúvo)	6684	0.344	0.518	0.000	3.332

Fonte: Elaborado pelos autores através do *software* Stata 16.

Na tabela 2 são apresentados os testes Global de Moran e Erro de Moran, cuja hipótese nula é de ausência de autocorrelação espacial nos resíduos. Também são apresentadas as estatísticas para o teste de LM de Anselin, que tem como hipótese nula ausência de autocorrelação espacial na variável dependente espacialmente defasada. Todos os testes são realizados nos resíduos de OLS, para as matrizes de convenção Queen (Q) e Rook (R) de 1ª ordem e 2ª ordem.

Tabela 2 – Testes de autocorrelação espacial

	Q1	Q2	Q1Q2	R1	R2	R1R2
<i>GLOBAL Moran MI</i>	0.05***	0.03***	0.04***	0.05***	0.03***	0.04***
<i>GLOBAL Geary GC</i>	0.94***	0.97***	0.96***	0.94***	0.97***	0.96***
<i>GLOBAL Getis-Ords GO</i>	-0.05***	-0.03***	-0.04***	-0.05***	-0.03***	-0.04***
<i>Moran MI Error Test</i>	7.10***	6.46***	9.35***	7.10***	6.46***	9.35***
<i>LM Error (Burridge)</i>	50.1***	41.4***	86.6***	50.1***	41.3***	86.6***
<i>LM Error (Robust)</i>	2.08	92.9***	74.3***	2.08	92.9***	74.3***
<i>LM Lag (Anselin)</i>	48.5***	25.8***	62.9***	48.5***	25.8***	62.9***
<i>LM Lag (Robust)</i>	0.48	77.4***	50.7***	0.48	77.4***	50.7***
<i>LM SAC (LMErr+LMLag_R)</i>	50.6***	118.8***	137.3***	50.6***	118.8***	137.3***
<i>LM SAC (LMLag+LMErr_R)</i>	50.6***	118.8***	137.3***	50.6***	118.8***	137.3***

Fonte: Elaborado pelos autores baseados nos resíduos de OLS estimados no pacote *sprext* do Stata. Os níveis de significância são representados pelos subscritos *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10

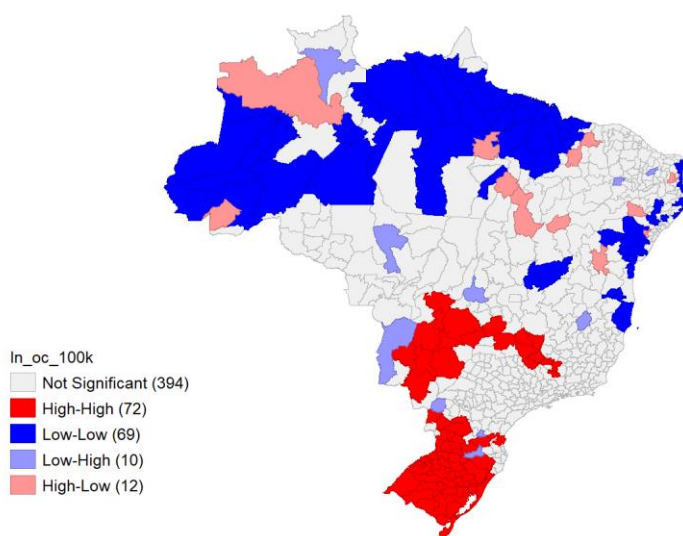
Uma vez confirmada a presença de autocorrelação espacial para as matrizes com p-valor inferior a 5%, definiu-se a matriz do tipo Queen de 1ª e 2ª ordens como a matriz mais adequada para nosso estudo, dado as dimensões das microrregiões. Portanto, utilizou-se a matriz do tipo Queen de 1ª e 2ª ordens, normalizada na linha.

4.1. Análise espacial dos dados

Neste tópico são analisadas as associações espaciais locais entre as microrregiões aplicando mapas de aglomeração, *Local Indicator of Spatial Association* (LISA), caracterizando as microrregiões que se sobressaíram em relação à taxa de suicídio por cem mil habitantes, o que proporciona um panorama da distribuição espacial da variável. Nas figuras 1 e 2 foram apresentados os agrupamentos espaciais estatisticamente significativos.

Por uma questão de espaço, apresentaremos as estatísticas espaciais somente para o primeiro e último ano da amostra, ou seja, 2006 e 2017. Na Figura 1 é apresentado o Índice de Moran Local Univariado da taxa de suicídio por cem mil habitantes para o ano de 2006. Os resultados indicam que no ano de 2006, existiam *clusters* de microrregiões com alta taxa de suicídio, em vermelho, que em geral estão localizados nas regiões Centro-oeste, Sudestes e Sul, e compreenderam uma faixa de microrregiões das unidades federativas de (Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul). Os *clusters* de microrregiões com baixa taxa de suicídio, em azul, estão concentrados nas regiões Centro-oeste, Nordeste e Norte (Acre, Alagoas, Amapá, Amazonas, Bahia, Goiás, Maranhão, Pará, Paraíba, Pernambuco, Rio Grande do Norte e Sergipe).

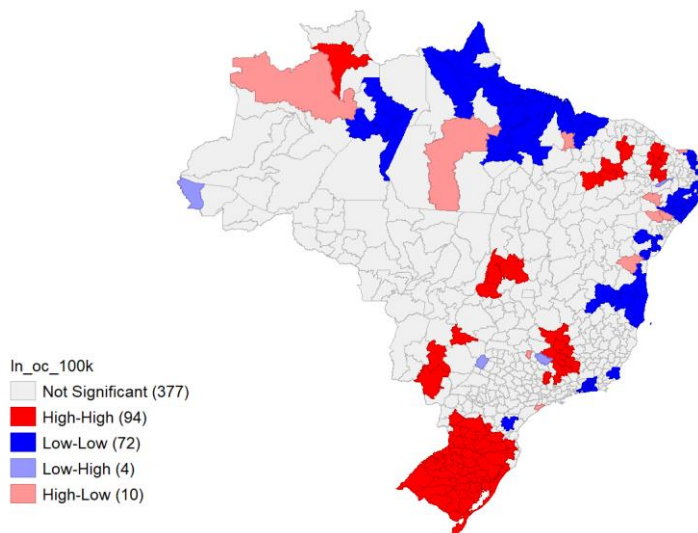
Figura 1 – Índice de Moran local univariado da taxa de suicídio por cem mil habitantes para o ano de 2006



Fonte: Elaborado pelos autores através do *software* GeoDa 1.14.0.

Na Figura 2 é apresentado o Índice de Moran Local Univariado da taxa de suicídio por cem mil habitantes para o ano de 2017. A figura indica que para o ano de 2017, houve uma expansão nos *clusters* de microrregiões com alta taxa de suicídio, localizados nas regiões: Centro-oeste (Goiás e Mato Grosso do Sul); região Norte (Roraima); na região nordeste (Ceará, Paraíba, Piauí e Rio Grande do Norte), região Sudeste (Minas Gerais) e para a região Sul (Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul). No ano de 2017 os *clusters* de baixa taxa de suicídio abrangeram uma proporção menor da região Norte nos estados (Amapá, Amazonas e Pará); na região Nordeste (Alagoas, Bahia, Maranhão, Paraíba, Pernambuco e Rio Grande do Norte); região Sudeste (Minas Gerais e Rio de Janeiro) e na região sul no estado do (Paraná).

Figura 2 – Índice de Moran local uni variado da taxa de suicídio por cem mil habitantes para o ano de 2017



Fonte: elaborado pelos autores através do *software* GeoDa 1.14.0.

A composição dos *clusters* podem variar, conforme o método de estimação da mortalidade por suicídio. Entretanto, as suas demarcações são bem definidas e apresentam que essas áreas geográficas, principalmente a região Sul possuiu *clusters* persistentes para altas taxa de suicídio nos dois períodos. Por outro lado, nas regiões Norte e Nordeste, concentra-se os *clusters* com baixas taxas de suicídios em 2006, porém, apresentando uma redução destes *clusters* em 2017.

Essa alta taxa de suicídio na região Sul do Brasil foi encontrada por diversas pesquisas e diferentes períodos que se concentram no tema (BANDO et al., 2012; CONFORTIN et al., 2019; LOVISI et al., 2009; SHIKIDA, ARAUJO JR E GAZZI, 2006). Apesar de D’Eça Júnior et al. (2019), encontrar queda na taxa do suicídio para a região Sul, as figuras 1 e 2 são muito semelhantes quando observada a região Sul com diferença de 11 anos. Essa região carece de atenção dos formuladores de políticas públicas, principalmente para indivíduos do sexo masculino, como foi ressaltado por Franck, Monteiro e Limberger (2020) 79% dos óbitos por suicídio no estado do Rio Grande do Sul foram cometidos por homens.

Na tabela 3 são apresentados os resultados dos efeitos das variáveis socioeconômicas sobre a taxa de suicídio por cem mil habitantes para as microrregiões do Brasil, no horizonte temporal de 2006 a 2017. Bem como os testes do GMM-SYS SLX para verificar a qualidade do ajustamento do modelo. Quanto aos testes de autocorrelação de Arellano-Bond (1991) os resultados rejeitam a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem - AR1 com

p-valor menor que 1% para todas as estimativas, e não rejeitam a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem - AR2 para todas as especificações, com p-valor maior que 5% para todas as estimativas.

Ademais, o teste de Hansen não rejeita a hipótese nula de que os instrumentos são válidos para todas as especificações utilizadas, apresentando um p-valor maior que 5% para todas as estimativas, e o número de instrumentos internos gerados são menores que o número de grupos, que representam as 577 microrregiões do Brasil.

Portanto, os testes indicam que os instrumentos são válidos e não são correlacionados com o termo de erro, além disso, o número de instrumentos ficou abaixo do número de grupos conforme sugerido por (ROODMAN, 2009; LABRA E TORRECILLAS, 2014), indicando que os modelos econométricos apresentam uma boa qualidade de especificação.

Tabela 3 – Resultados GMM-SYS SLX

	PIB (1)	VAB Serviços (2)	Empregos (3)	Salários (4)	Despesas Educação Cultura (5)	Despesas Assistência Previdência (6)	Despesas Saúde Saneamento (7)
Lag Suicídios	-0.046** (0.019)	-0.024 (0.017)	0.027* (0.014)	0.043*** (0.015)	0.029* (0.017)	0.043** (0.019)	0.025 (0.018)
Variável de Interesse	-0.305*** (0.067)	-0.387*** (0.046)	-0.481*** (0.042)	0.225 (0.335)	-0.062*** (0.021)	-0.055*** (0.020)	-0.052** (0.021)
Variável Espacial	-0.211* (0.125)	-0.127* (0.073)	-0.122* (0.067)	-0.716* (0.375)	-0.210** (0.093)	-0.147*** (0.055)	-0.185** (0.084)
Observações	6127	6127	6127	6127	6127	6127	6127
Hansen	0.702	0.373	0.615	0.514	0.697	0.533	0.560
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.206	0.529	0.264	0.128	0.079	0.076	0.183
N Instrumentos	354	353	355	354	358	356	359

Fonte: Elaborados pelos autores através do *software* Stata 16. Nota: Os níveis de significância são representados por *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10; o valor entre parênteses representa o erro-padrão ajustado de Windmeijer (2005). Para os testes de Hansen, AR (1) e AR (2) são reportados apenas os p-valores.

Quanto aos resultados, olhando para a economia como um todo representado pelo PIB, um aumento de 1% no mesmo implica em uma redução de -0,3% na taxa de suicídios por 100 mil habitantes. Já para a variável PIB defasada espacialmente, temos que para um aumento de 1% no PIB das microrregiões contiguas, acarreta uma redução de -0.2% na taxa de suicídios.

Na perspectiva do emprego e salários, olhando para especificações 2, 3 e 4, temos que um aumento do Valor Adicionado Bruto do setor de serviços e empregos impacta negativamente nas taxas de suicídios, por outro lado, a remuneração média não afeta os suicídios. Em termos de magnitudes, um aumento de 1% no VAB serviços e emprego, reduz as taxas de suicídios entre -0,38% e -0,48% respectivamente. Já as variáveis espacialmente

defasadas, um aumento de 1% no VAB serviços e empregos nas microrregiões vizinhas reduzem a taxa de suicídio em -0,12%. Percebe-se também, que um aumento de 1% na média das remunerações das microrregiões contíguas, tem impacto negativo de -0,7% nas taxas de suicídios.

No contexto dos dispêndios governamentais, aportes em educação, cultura, assistência, previdência, saúde e saneamento, influenciam negativamente as taxas de suicídios, implicando que para um aumento de 1% nestas áreas, temos reduções de -0,06%, -0,05% e -0,05%, nas taxas de suicídios, conforme indica as regressões 5, 6 e 7 respectivamente. Paralelamente, as variáveis espacialmente defasadas indicam que para um aumento de 1% nos dispêndios dos setores analisadas, resultam em reduções de que variam entre -0,14% a 0,21% nas taxas de suicídios. Por fim, no que se refere-se ao *lag* da variável dependente, para as especificações 1, 3, 4, 5 e 6 as realizações passadas foram importantes para explicar as taxas correntes de suicídios, evidenciando o efeito temporal e espacial persistente da taxa de suicídio entre as microrregiões do Brasil.

4.2 Análise de sensibilidade dos resultados

Nesta subseção analisamos a sensibilidade dos resultados ao considerarmos diferentes matrizes de pesos espaciais. Como esperado, em geral os resultados obtidos apontam para o mesmo sentido variando apenas em magnitudes dos coeficientes estimados, conforme se alternam as matrizes de contiguidade, exceto, para as especificações 5, 6 e 7 com a utilização da matriz do tipo torre de 1ª e 2ª ordens.

Tabela 4 - Resultados para diferentes matrizes de contiguidade

		PIB	VAB Serviços	Empregos	Salários	Despesas Educação Cultura	Despesas Assistência Previdência	Despesas Saúde Saneamento
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Queen 1ª Ordem	<i>Lag</i> Suicídios	-0.05** (0.02)	-0.03* (0.02)	0.01 (0.01)	0.04*** (0.02)	0.03 (0.02)	0.05** (0.02)	0.02 (0.02)
	Variável de Interesse	-0.17* (0.10)	-0.32*** (0.07)	-0.46*** (0.06)	-0.15 (0.26)	-0.04** (0.02)	-0.05*** (0.02)	-0.03** (0.02)
	Variável Espacial	-0.33** (0.14)	-0.19** (0.09)	-0.11 (0.07)	-0.26 (0.25)	-0.26*** (0.07)	-0.12*** (0.04)	-0.20*** (0.05)
Queen 2ª Ordem	<i>Lag</i> Suicídios	-0.03* (0.02)	-0.02 (0.02)	0.03** (0.01)	0.05*** (0.02)	0.04** (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)
	Variável de Interesse	-0.37*** (0.05)	-0.45*** (0.04)	-0.52*** (0.04)	0.35 (0.33)	-0.07*** (0.03)	-0.04*** (0.02)	-0.05** (0.02)
	Variável Espacial	-0.08** (0.04)	-0.04 (0.03)	-0.06 (0.04)	-0.94** (0.39)	-0.08** (0.04)	-0.07** (0.03)	-0.07** (0.03)

	<i>Lag</i>	-0.05**	-0.02	0.03*	0.04***	0.03*	0.04**	0.02
	Suicídios	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
	Variável de Interesse	-0.31***	-0.39***	-0.48***	0.23	-0.06***	-0.06***	-0.05**
		(0.07)	(0.05)	(0.04)	(0.33)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
	Variável Espacial	-0.21*	-0.13*	-0.12*	-0.72*	-0.21**	-0.15***	-0.18**
		(0.12)	(0.07)	(0.07)	(0.37)	(0.09)	(0.06)	(0.08)
Torre 1ª Ordem	<i>Lag</i>	-0.03	-0.02	0.02	0.04***	0.03*	0.05**	0.02
	Suicídios	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
	Variável de Interesse	-0.14	-0.35***	-0.50***	-0.22	-0.04***	-0.06***	-0.04**
		(0.09)	(0.06)	(0.06)	(0.36)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
	Variável Espacial	-0.40***	-0.16**	-0.05	-0.17	-0.21***	-0.08**	-0.17***
		(0.12)	(0.08)	(0.08)	(0.39)	(0.06)	(0.04)	(0.05)
Torre 2ª Ordem	<i>Lag</i>	-0.03**	-0.03	0.02	0.04**	0.04**	0.03	0.02
	Suicídios	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
	Variável de Interesse	-0.30***	-0.43***	-0.51***	0.43	-0.06**	-0.06***	-0.05**
		(0.06)	(0.04)	(0.04)	(0.33)	(0.03)	(0.02)	(0.02)
	Variável Espacial	-0.34***	-0.08	-0.06	-0.93**	-0.12	-0.01	-0.14*
		(0.10)	(0.08)	(0.07)	(0.36)	(0.09)	(0.05)	(0.08)
Torre 1ª, 2ª Ordem	<i>Lag</i>	-0.24***	-0.38***	-0.54***	0.16	0.64***	0.07***	0.07***
	Suicídios	(0.06)	(0.05)	(0.05)	(0.31)	(0.20)	(0.05)	(0.05)
	Variável de Interesse	-0.22**	-0.03	0.07	-0.30	-0.07	-0.23**	-0.17**
		(0.09)	(0.07)	(0.06)	(0.37)	(0.08)	(0.04)	(0.09)
	Variável Espacial	-0.24***	-0.38***	-0.54***	0.16	0.64***	0.22***	0.11***
		(0.06)	(0.05)	(0.05)	(0.31)	(0.20)	(0.05)	(0.05)

Nota: Os níveis de significância são representados por *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10; o valor entre parênteses representa o erro-padrão ajustado de Windmeijer (2005).

Para concluir as estimações, geramos de forma aleatória uma taxa de suicídios por cem mil habitantes, observando seus valores máximos e mínimos conforme indica a tabela 2 de estatísticas descritivas. Esperamos que os resultados não sejam estatisticamente significativos dado ao caráter aleatório do placebo.

Tabela 5 – Resultados taxa de suicídios placebo

	PIB	VAB Serviços	Empregos	Salários	Despesas Educação Cultura	Despesas Previdência	Despesas Saúde Saneamento
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Lag</i> Suicídios	0.030	0.030	0.029	0.012	0.029	0.036*	0.031*
	(0.018)	(0.019)	(0.018)	(0.015)	(0.018)	(0.018)	(0.018)
Variável de Interesse	0.006	0.027	0.062	-0.951	0.049	0.023	0.014
	(0.202)	(0.203)	(0.211)	(0.876)	(0.040)	(0.047)	(0.033)
Variável Espacial	-0.013	-0.045	-0.012	0.792	-0.151	-0.220	-0.095
	(0.209)	(0.213)	(0.257)	(1.002)	(0.150)	(0.148)	(0.137)
Observações	6127	6127	6127	6127	6127	6127	6127
Hansen	0.860	0.877	0.857	0.851	0.841	0.862	0.842
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.143	0.142	0.127	0.070	0.151	0.235	0.173
Instrumentos	361	360	361	361	364	362	364

Nota: Os níveis de significância são representados por *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10; o valor entre parênteses representa o erro-padrão ajustado de Windmeijer (2005).

De acordo com o esperado, em geral os resultados não foram estatisticamente significativos, exceto para as especificações 6 e 7, porém, sua significância para o *lag* da variável dependente girando em torno de 10%, dá indícios que possa se tratar de erro do tipo I.

Em suma os resultados encontrados indicam a existência de uma relação entre os condicionantes econômicos e as taxas de suicídios observadas, de forma que quando a economia apresenta bons resultados com o aumento do PIB, aumento do número de vínculos empregatícios, que possibilitam maior aportes em educação, cultura, assistência, previdência, saúde e saneamento são observados reduções nas taxas de suicídios por 100 mil habitantes, em conformidade com os resultados encontrados por Shikida et al. (2006), Ibrahim et al. (2019) e Ilgün et al., (2020). Ademais, os resultados também indicam que a conjuntura econômica favorável em microrregiões contíguas, contribuem para a redução das taxas de ocorrência de suicídios, sendo importantes informações a ser consideradas pelos *policy makers*, na formulação de estratégias de combate ao suicídio.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste artigo, buscou-se analisar os padrões espaciais da taxa de suicídio por cem mil habitantes e suas relações com fatores econômicos para as microrregiões do Brasil, por meio de um painel de dados dinâmico GMM-SYS com a utilização de variáveis explicativas espacialmente defasadas, para o período de 2006-2017. Ademais, testou-se a autocorrelação espacial, de forma a identificar os *clusters* espaciais e compreender como a taxa de suicídio variou em 2006 e 2017.

Os testes estatísticos locais de associação espacial (LISA) indicaram a presença de autocorrelação espacial, de *clusters* espaciais de altas taxas de suicídios na região Sul, e baixas taxas de suicídios nas regiões Norte e Nordeste. Quanto aos resultados das estimações, foi encontrada uma relação inversa entre boa conjuntura econômica e taxa de suicídios, de forma que, quando a economia apresenta bons resultados, como aumentos do PIB, vínculos empregatícios, maiores aportes nas áreas de educação, cultura, previdência, saúde e saneamento há uma redução nas taxas de suicídios por 100 mil habitantes. No mesmo sentido, os resultados apontam que a conjuntura econômica favorável em microrregiões contíguas, também, contribui para a redução das taxas de ocorrência de suicídios.

Acredita-se que o presente estudo contribui para a literatura de suicídios, dado que se utiliza de uma metodologia adequada para acomodar variáveis que por natureza não são estritamente exógenas, como exige grande parte dos estimadores, além de modelar

características espaciais por meio de uma abordagem com a utilização *Spatial Lag of X Model* (SLX), advinda dos modelos de econometria espacial. Os resultados encontrados evidenciam para a necessidade de políticas públicas, que sejam capazes de mitigar as taxas de suicídios, principalmente na região Sul do Brasil, onde concentram-se as maiores taxas de ocorrência, com uma maior atenção para os momentos de crises econômicas.

6. REFERÊNCIAS

ALARCÃO, A. C. *et al.* Suicide mortality among youth in southern Brazil: a spatiotemporal evaluation of socioeconomic vulnerability. **Brazilian Journal of Psychiatry**, v. 42, p. 46–53, 2019.

ALVES, F. J. O.; MACHADO, D. B.; BARRETO, M. L. Effect of the Brazilian cash transfer programme on suicide rates: a longitudinal analysis of the Brazilian municipalities. **Social psychiatry and psychiatric epidemiology**, v. 54, n. 5, p. 599–606, 2019.

AMARAL, S. S. Suicídio no RN e sua relação com determinantes espaciais, urbanização, desenvolvimento e outros fatores socioeconômicos. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 13, n. 2, p. 288–308, 2019.

ARAÚJO, R. DE S. **Análise econométrico-espacial do suicídio no Brasil**. Brasil, 2020.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The review of economic studies**, v. 58, n. 2, p. 277–297, 1991.

BALTAGI, B. H.; PIROTTE, A. Panel data inference under spatial dependence. **Economic Modelling**, v. 27, n. 6, p. 1368–1381, 2010.

BANDO, D. H. *et al.* Suicide rates and income in São Paulo and Brazil: a temporal and spatial epidemiologic analysis from 1996 to 2008. **BMC psychiatry**, v. 12, n. 1, p. 1–12, 2012.

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

BORRELL, C. *et al.* Socioeconomic inequalities in suicide mortality in European urban areas before and during the economic recession. **European journal of public health**, v. 30, n. 1, p. 92–98, 2020.

CHEN, Y. *et al.* Religious Service Attendance and Deaths Related to Drugs, Alcohol, and Suicide Among US Health Care Professionals. **JAMA Psychiatry**, v. 77, n. 7, p. 737–744, 1 jul. 2020.

CONFORTIN, S. C. *et al.* Variação da mortalidade por suicídio em idosos da região sul do Brasil: 2006 a 2015. **Ciênc. cuid. saúde**, p. 7, 2019.

D'EÇA JÚNIOR, A. *et al.* Mortalidade por suicídio na população brasileira, 1996-2015: qual é a tendência predominante? **Cadernos Saúde Coletiva**, v. 27, n. 1, 2019.

DANTAS, A. P. *et al.* Analysis of suicide mortality in Brazil: spatial distribution and socioeconomic context. **Brazilian Journal of Psychiatry**, v. 40, p. 12–18, 2017.

DURKHEIM, E. **Le suicide: étude de sociologie**. Alcan, 1897.

FRANCK, M. C.; MONTEIRO, M. G.; LIMBERGER, R. P. Suicide mortality in Rio Grande do Sul, Brazil: a cross-sectional analysis of cases, 2017-2018. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 29, p. e2019512, 2020.

GONÇALVES, L. R. C.; GONÇALVES, E.; OLIVEIRA JÚNIOR, L. B. DE. Determinantes espaciais e socioeconômicos do suicídio no Brasil: uma abordagem regional. **Nova Economia**, v. 21, n. 2, p. 281–316, 2011.

HAMERMESH, D. S.; SOSS, N. M. An economic theory of suicide. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 1, p. 83–98, 1974.

HANSEN, Lars Peter. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1029-1054, 1982.

HONG, J.; KNAPP, M.; MCGUIRE, A. Income-related inequalities in the prevalence of depression and suicidal behaviour: a 10-year trend following economic crisis. **World Psychiatry**, v. 10, n. 1, p. 40, 2011.

HSIAO, C. Why panel data? **The Singapore Economic Review**, v. 50, n. 02, p. 143–154, 2005.

IBRAHIM, S. *et al.* Recession, recovery and suicide in mental health patients in England: time trend analysis. **The British Journal of Psychiatry**, p. 1–7, 2019.

İLGÜN, G. *et al.* Individual and socio-demographic determinants of suicide: An examination on WHO countries. **International journal of social psychiatry**, v. 66, n. 2, p. 124–128, 2020.

KIM, M.-H. *et al.* Socioeconomic inequalities in suicidal ideation, parasuicides, and completed suicides in South Korea. **Social science & medicine**, v. 70, n. 8, p. 1254–1261, 2010.

LABRA, R.; TORRECILLAS, C. Guía CERO para datos de panel. Un enfoque práctico. **UAM-Accenture Working Papers**, v. 16, n. 1, p. 57, 2014.

LOBO, G. D. *et al.* Could the agrochemical poisoning increase suicide attempts in the Brazilian rural areas? An econometric approach using spatial analysis methods. 2020.

LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. DE; SACHSIDA, A. **Os determinantes econômicos do suicídio: um estudo para o Brasil**. Texto para Discussão, 2010.

LOVISI, G. M. *et al.* Análise epidemiológica do suicídio no Brasil entre 1980 e 2006. **Brazilian Journal of Psychiatry**, v. 31, p. S86–S93, 2009.

MATTEI, G.; PISTORESI, B.; VOGLI, R. DE. Impact of the economic crises on suicide in Italy: the moderating role of active labor market programs. **Social psychiatry and psychiatric epidemiology**, v. 54, n. 2, p. 201–208, 2019.

MENEGHEL, S. N. *et al.* Características epidemiológicas do suicídio no Rio Grande do Sul. **Revista de Saúde Pública**, v. 38, p. 804–810, 2004.

MINOIS, G. **Histoire du rire et de la dérision**. Fayard, 2000.

PALMA, D. C. DE A.; SANTOS, E. S. DOS; IGNOTTI, E. Análise dos padrões espaciais e caracterização dos suicídios no Brasil entre 1990 e 2015. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 36, p. e00092819, 2020.

RAMBOTTI, S. Is there a relationship between welfare-state policies and suicide rates? Evidence from the US states, 2000–2015. **Social Science & Medicine**, v. 246, p. 112778, 2020.

RAZVODOVSKY, Y. E. The effects of alcohol pricing policy on suicide rates in Russia. **Alcoholism and Drug Addiction/Alkoholizm i Narkomania**, v. 32, n. 1, p. 71–76, 2019.

ROODMAN, David. How to do xtabond2: an introduction to ‘difference’ and ‘system’. In: **GMM in STATA**, Center for Global Development Working Paper No. 103. 2006.

SANTOS, E. G. DE O.; BARBOSA, I. R. Conglomerados espaciais da mortalidade por suicídio no nordeste do Brasil e sua relação com indicadores socioeconômicos. **Cadernos Saúde Coletiva**, v. 25, n. 3, p. 371–378, 2017.

SHIKIDA, C. D.; ARAUJO JR, A. F.; GAZZI, R. A. V. Teoria econômica do suicídio: estudo empírico para o Brasil. **Análise Econômica**, v. 25, n. 48, 2006.

SØRENSEN, H. J. *et al.* Suicide and mental illness in parents and risk of suicide in offspring. **Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology**, v. 44, n. 9, p. 748–751, 2009.

TOMASINI, A. J. Padrão espacial do suicídio no Distrito Federal. 2016.

VEGA, S. H.; ELHORST, J. P. The SLX model. **Journal of Regional Science**, v. 55, n. 3, p. 339–363, 2015.

WHO, WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Preventing suicide: A global imperative**. World Health Organization, 2014.

____. **Suicide worldwide in 2019: global health estimates. 2021.**

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory econometrics: A modern approach**. Cengage learning, 2015.