

DETERMINANTES SOCIOECONÔMICOS DO SUICÍDIO NOS ESTADOS BRASILEIROS: ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL DE 2010 A 2015¹

Anna Carolina Mendonça Lemos Ribeiro²

Pedro Cavalcanti Gonçalves Ferreira³

João Maria de Oliveira⁴

Este estudo, de natureza quantitativa, objetiva investigar variáveis socioeconômicas que possam influenciar a ocorrência do suicídio no Brasil. Foram utilizados dados em painel, entre 2010 e 2015, com distinção por sexo. A variável estudada foi a taxa de suicídio nos estados e as variáveis explicativas foram: Índice de Desenvolvimento Humano Municipal – IDHM (dimensão educação), índice de Gini, Índice de Vulnerabilidade Social (IVS) Infraestrutura Urbana e taxas de desemprego e de divórcio. O modelo mais adequado para a análise dos dados foi a regressão em painel com efeitos fixos. Para cada variável explicativa, os resultados se mostraram diferentes a depender do sexo. Os resultados corroboraram parcialmente a literatura empírica utilizada, a qual se mostrou divergente em seus achados.

Palavras-chave: suicídio; determinantes socioeconômicos; análise em painel; políticas públicas.

SOCIOECONOMIC DETERMINANTS OF SUICIDE IN BRAZILIAN STATES: PANEL DATA ANALYSIS (2010-2015)

This quantitative study aims to investigate socioeconomic variables that may influence the occurrence of suicide in Brazil. Panel data was used, from 2010 to 2015, with gender distinction. The studied variable was the suicide rate in 2017 the Brazilian states and the explanatory variables were: Municipal Human Development Index – MHDI (education dimension); Gini Coefficient; Social Infrastructure Vulnerability Indicator (IVS); unemployment rate; and, divorce rate. The most suitable model for data analysis was the fixed effects panel regression. For each explanatory variable, the results were different depending on gender. The results only partially confirmed with the empirical literature used, which was also divergent in their findings. This study indicates that there is an evolution of suicide in Brazil, largely explained by the MHDI and the IVS.

Keywords: suicide; socioeconomic determinants; panel analysis; public policies.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp62art3>

2. Chefe da Unidade de Integridade do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). *E-mail:* <anna.ribeiro@ipea.gov.br>. *Lattes:* <<http://lattes.cnpq.br/4009094840709567>>. *Orcid:* <<https://orcid.org/0000-0002-8540-1860>>.

3. Técnico de desenvolvimento e administração na Assessoria de Planejamento e Articulação Institucional (Aspla) do Ipea. *E-mail:* <pedro.ferreira2@ipea.gov.br>. *Lattes:* <<http://lattes.cnpq.br/1425315335920636>>. *Orcid:* <<https://orcid.org/0000-0002-8540-1860>>.

4. Técnico de planejamento e pesquisa e diretor na Diretoria de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura (Diset) do Ipea. *E-mail:* <joao.oliveira@ipea.gov.br>. *Lattes:* <<http://lattes.cnpq.br/4249182156660583>>. *Orcid:* <<https://orcid.org/0000-0002-2542-8850>>.

DETERMINANTES SOCIOECONÓMICOS DEL SUICIDIO EN LOS ESTADOS BRASILEÑOS: ANÁLISIS DE PANEL (2010-2015)

Este estudio cuantitativo tiene como objetivo investigar las variables socioeconómicas que pueden influir en la ocurrencia del suicidio en Brasil. Los datos del panel se utilizaron entre 2010 y 2015, con distinción de género. La variable estudiada fue la tasa de suicidios en los estados y las variables explicativas fueron: Índice de Desarrollo Humano Municipal – IDHM (dimensión de la Educación), índice de Gini, Indicador de Vulnerabilidad Social (IVS) de Infraestructura Urbana, tasa de desempleo y la tasa de divorcios. El modelo más adecuado para el análisis de datos fue la regresión de panel de efectos fijos. Para cada variable explicativa, los resultados fueron diferentes según el género. Los resultados corroboraron solo de manera parcial con la literatura empírica utilizada, que también ha sido divergente en sus hallazgos. En este estudio se indica que hay una evolución del suicidio en Brasil, explicado en gran parte por el IDHM y el IVS.

Palabras clave: suicidio; determinantes socioeconómicos; análisis de panel; políticas públicas.

JEL: C23; I12; Z13.

1 INTRODUÇÃO

O suicídio é uma das principais causas de morte no mundo, de acordo com as últimas estimativas da Organização Mundial da Saúde (OMS), publicadas no relatório *Suicide Worldwide* (WHO, 2019). Todos os anos, mais pessoas morrem por lesões autoinfligidas do que por doenças como HIV, malária ou câncer de mama. Em 2019, 700 mil indivíduos cometeram suicídio: uma a cada cem mortes. Segundo dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do Datasus, entre 1996 e 2017, apenas no Brasil foram registrados 195 mil óbitos por lesões autoinfligidas, perfazendo uma média de quase 9 mil casos ao ano (a.a.). Em 2017, ano mais recente dos dados do SIM, foram 12.495 mortes, o equivalente a uma taxa de incidência de 6,02 casos por 100 mil habitantes.

Esses números colocam o Brasil no grupo de países com nível de incidência baixo/médio de suicídios. No entanto, a incidência apresenta tendência de alta, tendo crescido em 12% de 2010 a 2015. Nota-se ainda grande heterogeneidade ao longo do território brasileiro. Alguns estados registram médias de casos por 100 mil habitantes, o que as tornam razoavelmente elevadas, como Rio Grande do Sul (9,99) e Santa Catarina (8,57), enquanto Pará (4,55), Rio de Janeiro (4,66) e Bahia (5,21) têm incidências significativamente abaixo da média nacional.

A heterogeneidade territorial demarca a relevância dos aspectos socioeconômicos como determinantes do suicídio. Este é considerado um fenômeno psiquiátrico, relacionado a características/patologias individuais, como depressão, esquizofrenia, alcoolismo e outros tipos de dependência de substâncias psicotrópicas, mas, desde o trabalho inaugural de Durkheim, ainda no século XIX, esse é um tema abordado também no contexto de interações sociais.

Segundo Durkheim (2004, p. 167), “existe para cada grupo social uma tendência específica ao suicídio que não é explicada nem pela constituição orgânico-psíquica dos indivíduos nem pela natureza do meio físico”. Em linha com o caminho traçado por Durkheim, autores do campo da economia, notavelmente Hamermesh e Soss (1974), construíram, por sua vez, uma teoria racional do suicídio, centrada na maximização intertemporal da utilidade individual. Ambos os trabalhos teóricos se traduziram em predições a respeito da relação empírica entre o suicídio e as variáveis socioeconômicas.

Durkheim (2004), por exemplo, via uma relação positiva entre taxas de suicídio e divórcio, bem como um efeito inverso das taxas de natalidade. A associação entre essas variáveis seria alicerçada na noção de integração social, fator capaz de desestimular o ímpeto suicida dos indivíduos. Já as suas previsões sobre a relação renda/suicídio apresentavam mais nuances. Para Feltrin e Almeida (2020, p. 276), regiões mais pobres tenderiam a apresentar taxas de suicídio mais baixas porque

os pobres são conformados com sua situação e não possuem expectativas insaciáveis da vida, e, portanto, não têm impulso de se matar devido à alienação; os ricos possuem a ilusão de que são dependentes apenas deles mesmos e, como estão desacostumados a privações, qualquer privação que lhes ocorra parece insuportável.

Durkheim (2004) ressalta, porém, que os *shocks* marginais negativos na renda de um país (em crises econômicas) agravariam a propensão ao suicídio. O modelo de Hamermesh e Soss (1974), por sua vez, prevê uma associação inversamente proporcional entre o suicídio e a renda permanente do indivíduo.

As predições empíricas dos modelos teóricos têm sido sistematicamente testadas, em diferentes contextos/localidades e com um espectro diverso de metodologias estatísticas. Internacionalmente, merecem citação Brainerd (2001), Andrés (2005), Lin (2006), Altinanahtar e Halicioglu (2009) e Yamamura (2010), entre outros, que analisaram variáveis como crescimento econômico, desemprego, desigualdade, taxa de fertilidade, taxa de divórcio etc. No Brasil, grande parte dos estudos empíricos sobre suicídio ainda é de pesquisadores da área de saúde pública, epidemiologia e psicologia (Shikida, Araujo Júnior e Gazzini, 2007). No que tange à análise econômica, em especial, há um interesse recente sobre o tema, sendo pertinente destacar os trabalhos de Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010), Fraga, Massuquetti e Godoy (2016) e Feltrin e Almeida (2020).

Apesar disso, de acordo com Chen *et al.* (2012), até aqui, os resultados empíricos ainda apresentam achados contraditórios e com pouca robustez em alguns aspectos. Portanto, continua necessária a construção de análises empíricas sobre a relação entre suicídio e questões relacionadas a aspectos socioeconômicos.

Desse modo, esta pesquisa, de natureza quantitativa, tem como objetivo contribuir tanto para o avanço do conhecimento acadêmico quanto para a implementação de políticas com base em evidências, ao identificar indicadores socioeconômicos capazes de influenciar a ocorrência do suicídio no Brasil. Evidentemente, este trabalho guarda ligações a pesquisas anteriores, em especial àquelas com foco no território brasileiro. Contudo, a metodologia adotada, assim como a escolha das variáveis, teve como motivação a necessidade diante de algumas das limitações da literatura.

Neste trabalho, optou-se pela adoção de um modelo de dados em painéis com dados estaduais. A principal vantagem dos dados em painel é o controle das características das Unidades da Federação (UFs) que não variam ao longo do tempo e são não observáveis (idiossincráticas). Estimções que desconsiderem esses fatores estão sujeitas a vieses pelo efeito de variável omissa. Variáveis omissas e endogeneidade são dois dos principais problemas enfrentados por pesquisadores quando estes dispõem apenas de dados *cross-sectional*. A endogeneidade possivelmente é uma questão menor na análise dos determinantes do suicídio, pois é improvável que exista simultaneidade na determinação das taxas de suicídio e das variáveis independentes (VIs) – que, por isso, podem ser consideradas exógenas. O viés de variável omissa, por sua vez, gerará resultados comprometidos, pois os fatores estruturais não observados das UFs são *confounders*, correlacionados com as VIs e com o termo de erro do modelo. Esse gênero de limitação metodológica pode ser sinalizado, por exemplo, no artigo de Fraga, Massuquetti e Godoy (2016).

Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010) também trabalharam com dados de painel dos estados brasileiros. Este artigo, porém, apresenta algumas características distintas com potencial para contribuir com a literatura. Primeiro, a janela temporal dos dados (2010-2015) é mais recente e engloba um período da história brasileira de grande instabilidade econômica e social. Além disso, durante esses seis anos, registrou-se variação relevante na incidência dos casos de suicídio. Segundo, além de variáveis recorrentes, como o índice de Gini e as taxas de desemprego e de divórcio, foram inclusos, nos modelos desta pesquisa, dois indicadores compostos de desenvolvimento socioeconômico: o IDHM (dimensão educação) e o IVS infraestrutura urbana, ambos elaborados pelo Ipea.

É importante ressaltar que a inferência a respeito dos resultados em Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010) pode ter limitações com origem no método de estimação dos erros-padrão dos coeficientes. Os autores não informam se houve algum tratamento de clusterização dos erros. A omissão da clusterização dos erros pode, em modelos de painel, subestimar a variância dos coeficientes, aumentando o risco de rejeição incorreta da hipótese nula. Neste trabalho, adotaram-se erros-padrão clusterizados e avaliou-se a robustez da inferência com um teste de reamostragem (*wild bootstrap*).

Em relação a Feltrin e Almeida (2020), que estimaram painéis com interceptos diferentes para cada faixa etária da população de Santa Catarina, esta pesquisa avança ao generalizar o estudo a respeito do suicídio em uma amostra nacional. Ademais, inclui na estimação, para além dos efeitos fixos por unidade de observação, *dummies* para cada ponto no tempo (*two-way*), o que permite retirar possíveis vieses provocados por *shocks* temporais que afetem simultaneamente todas as unidades de observação.

Por fim, considerando que a maioria dos estudos sobre suicídio é conduzida em países desenvolvidos (Machado, Rasella e Santos, 2015), este trabalho focaliza a análise no contexto brasileiro, contribuindo com a produção nacional sobre o tema.

Este artigo está estruturado da seguinte maneira. Além desta introdução, existem mais quatro seções: a primeira apresenta os referenciais teórico e empírico acerca do tema; a segunda detalha a metodologia empregada; a terceira expõe a análise de resultados; e, por fim, a quarta apresenta a sugestão de agenda futura e as limitações do estudo.

2 REVISÃO DA LITERATURA: TEORIA E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Conforme apresentado na introdução, o suicídio é um tema de saúde pública. Contudo, outras áreas também têm despendido esforços para compreendê-lo. No campo da sociologia, por exemplo, é um tema de estudo clássico, iniciado por Durkheim, ainda em 1897. Este estudioso propôs uma teoria sociológica do suicídio, em *Le suicide*, apresentando uma tendência específica do suicídio para cada grupo social, a qual não se relaciona com o ambiente e os possíveis transtornos psiquiátricos. Suponha, então, englobar também questões sociais, tais como perda de emprego, miséria, ciúmes, amor contrariado e aversão à vida, além de natalidade, casamento e divórcio. Sobre educação e renda, o autor argumenta estarem associadas a um nível elevado de suicídio, por implicar sentimento de mais independência e expectativas em relação ao futuro. Segundo Durkheim (2004), integração social e regulação social, em excesso, são as principais forças sociológicas que impulsionam os suicídios.

Desde Durkheim, segundo os economistas Hamermesh e Soss (1974), sociólogos apresentaram várias outras teorias para explicar padrões em taxa de suicídio em diversas sociedades, despertando também o interesse desses autores e incitando-os a iniciar o estudo pioneiro na área econômica. Afirmam esses estudiosos que as teorias sociológicas podem explicar grande parte da variação nas taxas de suicídio entre grupos étnicos e demográficos, mas as variações nos suicídios por idade e renda só podem ser racionalizadas por uma teoria econômica. Formularam, então, um modelo que racionaliza a decisão de suicidar-se a partir da utilidade individual vitalícia. Segundo os autores, o indivíduo opta por encerrar sua vida quando a soma intertemporal da sua utilidade atinge um valor igual a zero ou abaixo de um patamar mínimo (que pode ser compreendido como um valor de reserva – *reservation value* – para a utilidade vitalícia).

Como informado anteriormente, o modelo de Hamermesh e Soss (1974) tem como resultado predições a respeito da relação do suicídio com a renda permanente e a idade do indivíduo. Para os autores, a relação utilidade vitalícia/consumo/renda e suicídio faz com que uma elevação da renda permanente e da capacidade de consumir do indivíduo eleve sua expectativa de utilidade, em contrapartida reduzindo a intenção de tirar a própria vida. Ou seja, renda e suicídio seriam inversamente proporcionais. Em sentido contrário, a propensão ao suicídio aumentaria com a idade, pois indivíduos mais velhos teriam um menor tempo de vida e, portanto, sua utilidade vitalícia somaria um valor menor, aproximando-se mais facilmente do zero ou do patamar mínimo aceitável.

Além do subsídio teórico, Hamermesh e Soss (1974) também analisaram empiricamente a taxa de suicídio e renda, concluindo que, como o previsto, a taxa de suicídio diminui com o aumento da renda, tanto na seção transversal quanto na série temporal, exceto para as faixas etárias mais jovens. Incluíram o desemprego também como variável no estudo, indicando que, quando esse aumenta, um número maior de pessoas acreditará que as perspectivas futuras diminuirão e, então, cometerão suicídio. Os resultados relacionados à renda, em princípio, divergem das ideias de Durkheim, porém podem ser reconciliados na hipótese de indivíduos em faixas de renda mais elevadas apresentarem valores de reserva maiores para suas utilidades vitalícias (há uma elevação do patamar mínimo aceitável) e que, portanto, estariam mais sujeitos à frustração de suas expectativas provocadas por eventos adversos com impactos na renda permanente (perda de emprego, por exemplo).

Variados modelos teóricos e contribuições empíricas, com análise de variáveis socioeconômicas independentes, foram desencadeados a partir do estudo de Durkheim (2004) e de Hamermesh e Soss (1974). Brainerd (2001), por exemplo, concluiu, por regressão em painel com efeitos fixos, para 22 países com a economia em transição nos anos 1990, haver uma influência positiva entre a instabilidade macroeconômica e o número de suicídios, embora esses sejam insensíveis ao contexto macroeconômico para as pessoas do sexo feminino.

Andrés (2005) mostrou que o crescimento econômico, as taxas de fertilidade, divórcio e desemprego, o consumo de álcool e o índice de Gini têm um impacto significativo nas taxas de suicídio em países europeus, tendo analisado os sexos masculino e feminino.

Lin (2006), por seu turno, utilizando dados em painel para países asiáticos, percebeu que a taxa de suicídio se move de forma positiva e significativa com a taxa de desemprego, e que é relativamente mais alta a taxa de mortalidade por suicídio de homens, idosos e pessoas com níveis mais altos de educação. Entende o autor que ficar desempregado reduz a renda esperada de um indivíduo, além de ocasionar

uma perda de seguro de saúde e aumento de estresse psicossocial, podendo levar ao suicídio. Contrariamente, no estudo, quanto maior a renda, menor a taxa de suicídio.

Altinanahtar e Halicioglu (2009), ao estudar os dados da Turquia, de 1974 a 2007, apresentaram que o maior fator de influência nos suicídios se relaciona ao grau de urbanização. Entendem os autores que a urbanização distorcida está na forma de favelas e cidades as quais foram construídas pelos moradores, que migraram para grandes cidades em busca de melhores perspectivas de emprego, educação e preocupações com saúde e segurança. No entanto, a qualidade de vida e as perspectivas de emprego nessas cidades se mostram menores do que as expectativas, podendo incitar o comportamento suicida.

Yamamura (2010) percebeu que, no Japão, entre outros fatores, como consumo de álcool e casamento, o divórcio mostrou ter significância positiva em relação ao suicídio, com mais impacto entre os homens.

Andrés, Halicioglu e Yamamura (2011), por meio de painel dinâmico, no período 1957-2009, indicam que, no Japão, a taxa de divórcio é mais significativa para os homens, sendo, para esse sexo, o maior determinante do suicídio. Esses pesquisadores também analisaram taxa de desemprego, renda *per capita* e fertilidade.

No Brasil, Gonçalves, Gonçalves e Oliveira Júnior (2011) apontam que, entre 1998 e 2002, a pobreza é o fator mais importante para o suicídio. Nesta pesquisa, a educação superior apareceu com sinal positivo, mas não se apresentou significativa estatisticamente.

Shikida, Araujo Júnior e Gazzi (2007), por sua vez, baseando-se no modelo teórico de Hamermesh e Soss, concluíram que: há uma existência de relação entre idade e taxas de suicídio no Brasil; as regiões Sul e Centro-Oeste possuem taxas de suicídio superiores às do Sudeste; e os gastos com saúde apresentam efeito negativo sobre as respectivas taxas.

Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010), com um modelo de dados em painel, pesquisaram o efeito de variáveis econômicas sobre a taxa de suicídio nos estados brasileiros, no período 1981-2006. Concluíram que todas as variáveis do modelo – taxa de desemprego, índice de Gini, renda média da população, produto *per capita*, taxa de divórcio da população, índice de pobreza e média de crescimento do produto interno bruto (PIB) estadual nos últimos cinco anos – se mostraram estatisticamente significantes, indicando como resultados que as variáveis representativas de renda têm efeito negativo sobre a taxa de suicídio e que há uma relação positiva entre taxas de desemprego e de divórcio e casos de suicídio.

Ceccon *et al.* (2014), ao estudarem a relação do suicídio e trabalho nas metrópoles brasileiras, no período 2002-2010, perceberam que o trabalho, no contexto de precarização, piora a qualidade de vida da população trabalhadora, implicando sofrimento físico e mental e aumentando o risco de suicídio.

Mais recentemente, Fraga, Massuquetti e Godoy (2016) investigaram os determinantes socioeconômicos do suicídio em municípios do Brasil e do estado do Rio Grande do Sul. Os autores estimaram modelos não lineares (regressão de Poisson, binomial negativa e quantílica para dados de contagem) com dados do Censo Demográfico 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do SIM/Datasus e de indicadores socioeconômicos municipais elaborados pela Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan). Nessa amostra de dados transversais, os resultados indicam que a pobreza aumenta o número de mortes nos municípios, enquanto a relação é inversa com a taxa de desemprego. Outro resultado relevante encontrado é o papel da raça (branca e indígena) como determinante significativo dos índices de suicídio nas cidades brasileiras.

Por fim, Feltrin e Almeida (2020), com um modelo de painel Poisson (para dados de contagem), identificaram que, em Santa Catarina, o número de casos de suicídios está negativamente associado às taxas de nascimento e ao crescimento do PIB. Assim como em diversos outros estudos dessa literatura, os autores também encontraram uma relação positiva entre suicídios e divórcios.

O quadro 1 expõe os principais fatores identificados nos trabalhos apresentados e os sinais indicados, de modo a facilitar a escolha das variáveis escolhidas para este estudo.

QUADRO 1
Fatores identificados de estudos empíricos anteriores e sinais indicados

Fonte	Fatores socioeconômicos
Altinanahar e Halicioglu (2009)	Divórcio (+), falências (+), renda <i>per capita</i> (-) e urbanização (+)
Andrés (2005)	Consumo de álcool (+), crescimento econômico (-), desemprego (+), divórcio (+), índice de Gini (+) e taxa de fertilidade (-)
Andrés, Halicioglu e Yamamura (2011)	Desemprego (+), divórcio (+), fertilidade (+) e renda <i>per capita</i> (-)
Brainerd (2001)	Instabilidade macroeconômica (+)
Ceccon <i>et al.</i> (2014)	Trabalho precário (+)
Feltrin e Almeida (2020)	Casamento (-), nascimentos (-), PIB (-) e divórcio (+)
Fraga, Massuquetti e Godoy (2016)	Pobreza (+), desemprego (-) e porcentagem da população branca/indígena (+)
Gonçalves, Gonçalves e Oliveira Júnior (2011)	Divórcio (+) e educação superior (+)
Hamermesh e Soss (1974)	Desemprego (+) e renda (-)
Lin (2006)	Alto nível educacional (+), idosos (+), renda (-) e taxa de desemprego (+)
Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010)	Desemprego (+), divórcio (+), índice de Gini (+), PIB (-), pobreza (-) e renda (-)
Neumayer (2003)	Divórcio (+)
Shikida, Araujo Júnior e Gazzzi (2007)	Gastos com saúde (-)
Yamamura (2010)	Casamento (-), consumo de álcool (+) e divórcio (+)

Elaboração dos autores.

3 METODOLOGIA

Esta seção visa apresentar os aspectos metodológicos do estudo, de natureza quantitativa. Primeiramente, serão apresentadas as variáveis em estudo e as fontes de dados, incluindo estatísticas descritivas da variável dependente e das explicativas, bem como a matriz de correlação entre as variáveis. Na sequência, será exposto o modelo econométrico adotado.

3.1 Variáveis em estudo e fonte de dados

Este estudo analisou uma amostra de 27 unidades de observação (26 estados e o Distrito Federal), em seis períodos de tempo, resultando em um micropainel balanceado de 162 observações. A variável dependente é a taxa de suicídio. Os números gerais de suicídio foram obtidos no SIM/Datasus do Ministério da Saúde (MS). A busca se deu por óbitos por residência, ano do óbito e UF, considerando a mortalidade geral (causa CID-BR-10: 109 – lesões autoprovocadas voluntariamente), no período 2010-2015. Para se obter a taxa de suicídio, dividiu-se o número geral de suicídio pela população total (coletada na plataforma do Atlas da Vulnerabilidade Social, desenvolvido pelo Ipea) e multiplicou-se por 100 mil.

Conforme apresentado na seção 2, são variados os fatores que podem prever a ocorrência do suicídio. Esta pesquisa selecionou variáveis explicativas voltadas aos aspectos socioeconômicos, conforme disponibilização dos dados públicos abertos no recorte temporal escolhido. Esses dados foram coletados no Atlas da Vulnerabilidade Social, a saber: i) IVS Infraestrutura Urbana, como variável representante das questões urbanas; ii) IDHM Educação, representando os aspectos educacionais; iii) índice de Gini, como indicativo da desigualdade de renda; e iv) proporção de população acima de 65 anos. A taxa de divórcio, por sua vez, foi elaborada dividindo o quantitativo total de divórcios (obtido no IBGE) pela população total (já coletada no referido atlas) e multiplicando por 100 mil. Por fim, a taxa de desemprego foi estipulada como a subtração do acumulado de desligamentos e admissões anuais, obtidos no Cadastro Geral de Empregados e Desempregados do Ministério do Trabalho e Emprego (Caged/MTE), sua divisão pela população economicamente ativa maior de 18 anos, coletada no referido atlas e, então, multiplicação por cem.

Todos os dados foram obtidos considerando todos os sexos, em conjunto, e separadamente os sexos feminino e masculino, para fins comparativos.

O quadro 2 sintetiza as variáveis do estudo, seu significado, tipo (dependente/explicativa), fonte de coleta, sinal esperado e estudos anteriores que justificaram a sua escolha.

QUADRO 2

Relação das variáveis incluídas nos modelos (fontes dos dados, referências e sinais esperados)

Variável	Significado	Tipo	Fonte de coleta	Sinal esperado	Estudos anteriores
IDHM_educ	Índice sintético da dimensão educação, componente do IDHM, é obtido pela média geométrica do subíndice de frequência de crianças e jovens à escola e do subíndice de escolaridade da população adulta.	Explicativa	IVS/lpea	+	Durkheim (2011); Gonçalves, Gonçalves e Oliveira Júnior (2011); e Lin (2006).
Índ_Gini	Índice de Gini mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos de acordo com a renda domiciliar <i>per capita</i> .	Explicativa	IVS/lpea	+	Andrés (2005); e Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010).
IVS_infra	IVS Infraestrutura Urbana é indicador de vulnerabilidade social alcançado pela média ponderada de índices normalizados construídos a partir dos seguintes indicadores: i) percentual da população que vive em domicílios urbanos sem serviços de coleta de lixo; ii) percentual de pessoas em domicílios com abastecimentos de água e esgotamento sanitário inadequados; e iii) percentual de pessoas em domicílios vulneráveis à pobreza, que gastam mais de uma hora até o trabalho no total de pessoas ocupadas, vulneráveis e retornam diariamente ao trabalho.	Explicativa	IVS/lpea	-	Altinanahtar e Halicioglu (2009).
Tx_desem	Taxa de desemprego é subtração entre o acumulado de desligamentos e admissões, dividido pela população economicamente ativa (PEA) e multiplicado por cem.	Explicativa	Caged/ MTE; IVS/lpea	+	Andrés (2005); Hamermesh e Soss (1974); Lin (2006); e Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010)
Tx_div	Taxa de divórcio é razão entre o quantitativo de divórcio (processos encerrados em primeira instância) e a população maior de 18 anos, multiplicado por 100 mil.	Explicativa	IVS/lpea; IBGE	+	Andrés (2005); Andrés, Halicioglu e Yamamura (2011); Durkheim (2011); Gonçalves, Gonçalves e Oliveira Júnior (2011); Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010); Minoiu e Andrés (2008); Neumayer (2003); e Yamamura (2010)
Pop_65+	Proporção de população acima de 65 anos é razão da população do estado com mais de 65 anos e a população total.	Explicativa	IVS/lpea	+	Hamermesh e Soss (1974)
Tx_suic	Taxa de suicídio é razão entre o quantitativo de pessoas que se suicidaram e a população total, multiplicado por 100 mil.	Dependente	IVS/lpea; SIM	-----	-

Elaboração dos autores.

3.1.1 Análise descritiva da variável dependente

Esta subseção visa apresentar a análise descritiva da variável dependente. A princípio, será apresentada a tabela 1 com os dados estaduais agrupados e, na sequência, os dados discriminados por estado serão expostos nas tabelas de 2 a 4.

A tabela 1 evidencia os dados nacionais sobre a taxa de suicídio no período, indicando os valores médios, máximos e mínimos, o desvio-padrão e o coeficiente de variação para ambos os sexos, masculino e feminino, respectivamente.

TABELA 1
Análise descritiva da taxa de suicídio – Brasil (2010-2015)

Grupo	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coefficiente de variação (%)
Sexo masculino	8,66	3,41	3,95	17,33	2,95	0,34
Todos os sexos	5,42	5,24	2,48	10,60	1,85	0,34
Sexo feminino	2,30	2,23	0,40	4,96	0,89	0,39

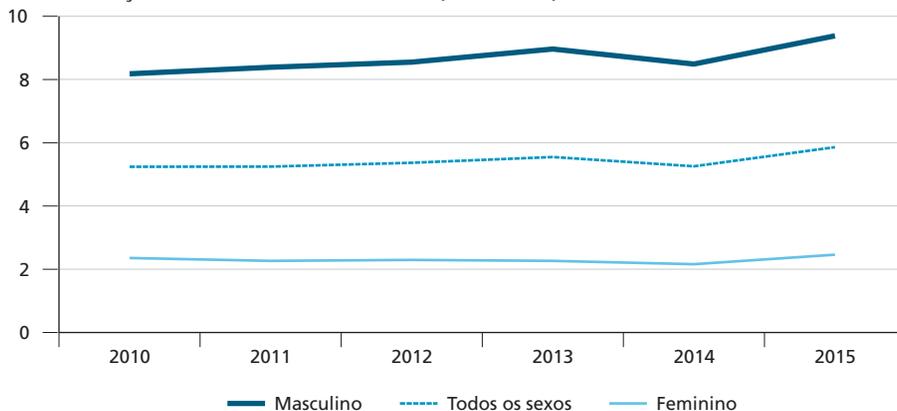
Fonte: SIM/Datasus.
Elaboração dos autores.

Nota-se que a média da taxa de suicídio dos estados, de ambos os sexos, no período em análise, é de 5,42; e as taxas de suicídio do sexo masculino são, em média, 3,76 vezes maiores do que as do feminino. Esses dados confirmam os resultados de muitos estudos, que apontam que os homens se suicidam mais do que as mulheres (Andrés e Halicioglu, 2010; D’êça Júnior *et al.*, 2019; Durkheim, 2004; Lewis e Sloggett, 1998; Chuang e Huang, 2003).

A tabela 1 indica, também, que a taxa de suicídio para indivíduos do sexo masculino é quase quatro vezes maior do que os do feminino. Essa significativa distinção justifica a análise dos dados por sexo separadamente, bem como agrupados, eis que podem apresentar diferenças de coeficientes e significâncias.

O gráfico 1 ilustra a evolução da taxa de suicídio no Brasil, nos anos em análise, indicando haver um aumento da referida taxa entre o ano inicial e o final. Esse dado corrobora o estudo de D’êça Júnior *et al.* (2019), no qual os autores analisam a tendência de óbito por suicídio nas regiões brasileiras, no período 1996-2015, e concluem que houve um aumento progressivo em todas as regiões do país. Ademais, reforça os achados de Alicandro *et al.* (2019), os quais perceberam que, apesar das tendências de queda em várias áreas do mundo, em alguns países, como no Brasil, as taxas de suicídio aumentaram desde a crise global de 2008.

GRÁFICO 1
Evolução da taxa de suicídio – Brasil (2010-2015)



Fonte: SIM/Datasus.
Elaboração dos autores.

A tabela 2 mostra que o estado com a maior média é o do Rio Grande do Sul (9,99), seguido de Santa Catarina (8,57) e Mato Grosso do Sul (8,24). A menor média é a do Pará (2,85), acompanhado do Rio de Janeiro (2,95) e da Bahia (3,12). Nota-se que a média do Pará é 3,5 vezes menor do que a do Rio Grande do Sul.

O Rio Grande do Sul, além da maior média, apresenta também a maior taxa (10,60), agora seguido de Roraima (10,22) e de Santa Catarina (9,31). Pará e Rio de Janeiro, além de terem a menor média, também são responsáveis pelas menores taxas (2,48 e 2,66, respectivamente), agora seguido de Alagoas (2,72).

Essa disparidade entre as médias pode indicar a subnotificação da morte por suicídio em alguns estados, conforme apontado anteriormente.

TABELA 2
Análise descritiva da taxa de suicídio nos estados brasileiros – todos os sexos (2010-2015)

UF	Média	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coefficiente de variação (%)
RS	9,99	9,41	10,60	0,42	0,04
SC	8,57	8,04	9,31	0,43	0,05
MS	8,24	7,68	8,79	0,45	0,05
PI	7,40	6,45	8,45	0,66	0,09
RR	7,09	3,00	10,22	2,35	0,33
TO	6,27	5,66	6,52	0,31	0,05
CE	6,24	5,77	6,71	0,36	0,06
GO	6,18	5,25	6,94	0,70	0,11
MG	6,06	5,62	6,53	0,37	0,06
PR	5,80	5,47	6,40	0,34	0,06
AC	5,55	4,84	6,18	0,43	0,08
AM	5,53	4,65	6,65	0,77	0,14
SE	5,50	4,94	6,24	0,50	0,90
MT	5,18	4,43	5,88	0,51	0,10
AP	5,01	2,90	6,88	1,39	0,28
RO	5,00	4,26	6,15	0,65	0,13
SP	4,94	4,76	5,17	0,17	0,04
RN	4,81	4,32	5,35	0,39	0,08
DF	4,67	3,73	5,76	0,67	0,14
PB	4,65	4,00	5,56	0,61	0,13
ES	4,48	4,11	4,80	0,25	0,06
MA	3,47	3,05	4,05	0,38	0,11
AL	3,43	2,72	4,33	0,53	0,15
PE	3,39	3,21	3,63	0,17	0,05
BA	3,12	2,90	3,30	0,16	0,05
RJ	2,95	2,66	3,20	0,26	0,09
PA	2,85	2,48	3,25	0,29	0,10

Fonte: SIM/Datasus.
 Elaboração dos autores.

Na tabela 3, percebe-se que a média de taxa de suicídio dos homens nos estados é de 8,66 no período, maior que a média de ambos os sexos conjuntamente. Para esse sexo, a maior média continua sendo a do Rio Grande do Sul (16,39), de Santa Catarina (13,44) e de Mato Grosso do Sul (13,13). Comparativamente a todos os sexos, a menor média é igualmente a do Pará (4,55), do Rio de Janeiro (4,66) e da Bahia (5,21).

A taxa máxima de suicídio também continua pertencendo ao Rio Grande do Sul (17,33), a Roraima (15,68) e a Santa Catarina (14,73). A mínima, por sua vez, permanece a do Pará (3,95), seguida de Alagoas (4,17) e do Rio de Janeiro (4,18).

TABELA 3
Análise descritiva da taxa de suicídio nos estados brasileiros – sexo masculino (2010-2015)

UF	Média	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coefficiente de variação (%)
RS	16,39	15,53	17,33	0,62	0,38
SC	13,44	12,64	14,73	0,73	0,05
MS	13,13	12,13	13,79	0,74	0,06
PI	11,78	9,81	13,29	1,13	0,10
RR	10,57	5,64	15,68	3,22	0,30
CE	10,33	9,39	11,15	0,63	0,06
TO	9,97	8,14	10,86	0,97	0,10
GO	9,90	8,28	11,13	1,07	0,11
MG	9,67	8,93	10,65	0,63	0,07
PR	9,41	8,75	10,24	0,53	0,06
AC	9,05	8,15	10,83	0,95	0,10
AM	8,87	7,30	10,62	1,22	0,14
SE	8,58	7,53	9,65	0,73	0,09
AP	8,26	4,51	10,82	2,36	0,29
MT	8,14	7,39	9,36	0,72	0,09
SP	8,07	7,71	8,54	0,36	0,04
RN	7,95	6,65	8,98	0,82	0,10
PB	7,70	6,73	8,66	0,80	0,10
RO	7,64	6,35	9,62	1,18	0,15
DF	7,32	6,13	9,03	0,98	0,13
ES	6,69	5,83	7,15	0,50	0,08
MA	5,71	4,83	6,47	0,65	0,11
AL	5,44	4,17	7,45	1,11	0,20
PE	5,42	4,82	5,91	0,43	0,08
BA	5,21	4,93	5,70	0,31	0,06
RJ	4,66	4,18	5,26	0,46	0,10
PA	4,55	3,95	5,18	0,51	0,11

Fonte: SIM/Datasus.
Elaboração dos autores.

A tabela 4 indica que, nos anos analisados, a média da taxa de suicídio das mulheres nos estados é de 2,3, sendo bem menor do que a dos homens (8,66). Para esse sexo, Rio Grande do Sul (3,99) e Santa Catarina (3,85) continuam apresentando, respectivamente, as maiores médias. Apesar disso, a terceira maior média passa a ser de Roraima (3,57), diferentemente dos demais grupos, que indicaram

Mato Grosso do Sul, aqui em quarto lugar (3,46). Com relação à menor média, Pará e Bahia continuam nas melhores posições (1,13 e 1,14, respectivamente), mas seguido do Maranhão (1,29), não do Rio de Janeiro.

Rio de Janeiro, Roraima e Santa Catarina permanecem com as taxas máximas de suicídio no período, mas agora Roraima se encontra na primeira posição (4,96), prosseguida do Rio Grande do Sul (4,26) e de Santa Catarina (4,23). Curiosamente, Roraima apresentou a segunda maior taxa máxima, conforme visto, e também a taxa mínima (0,40), seguida do Pará (0,87), agora não mais em primeiro lugar, e da Bahia (1,00). Nesse grupo, Rio de Janeiro e Alagoas passaram para a sétima e nona posições, respectivamente.

TABELA 4
Análise descritiva da taxa de suicídio nos estados brasileiros – sexo feminino (2010-2015)

UF	Média	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coefficiente de variação (%)
RS	3,99	3,68	4,26	0,24	0,60
SC	3,85	3,52	4,23	0,26	0,07
RR	3,57	0,40	4,96	1,67	0,47
MS	3,46	3,25	3,89	0,25	0,07
PI	3,25	2,91	3,79	0,33	0,10
TO	2,64	1,99	3,12	0,45	0,17
MG	2,60	2,40	2,79	0,16	0,06
SE	2,60	1,80	3,32	0,60	0,23
GO	2,57	2,04	2,86	0,35	0,13
CE	2,38	2,01	2,71	0,23	0,10
ES	2,37	1,91	2,63	0,27	0,12
PR	2,33	1,99	2,70	0,25	0,11
RO	2,31	1,54	2,86	0,53	0,23
DF	2,25	1,56	2,76	0,46	0,21
AM	2,16	1,50	2,55	0,38	0,18
MT	2,16	1,42	2,69	0,46	0,21
AC	2,04	1,50	2,55	0,48	0,24
SP	2,01	1,91	2,16	0,10	0,05
PB	1,87	1,03	2,74	0,60	0,32
RN	1,86	1,52	2,36	0,34	0,18
AP	1,78	1,06	3,10	0,73	0,41
AL	1,57	1,37	2,04	0,25	0,16
PE	1,53	1,26	1,77	0,20	0,13
RJ	1,44	1,22	1,83	0,21	0,15
MA	1,29	1,06	1,69	0,22	0,17
BA	1,14	1,00	1,30	0,13	0,11
PA	1,13	0,87	1,35	0,20	0,17

Fonte: SIM/Datasus.
Elaboração dos autores.

3.1.2 Análise descritiva das variáveis explicativas

A tabela 5 mostra a análise descritiva das variáveis explicativas, com dados conjuntos dos estados.

TABELA 5
Análise descritiva das variáveis explicativas (2010-2015)

Grupo	Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão
Todos os sexos	IDHM_educ	0,66	0,66	0,52	0,81	0,06
	Índ_Gini	0,52	0,52	0,42	0,65	0,05
	IVS_infra	0,24	0,22	0,04	0,53	0,10
	Tx_desem	31,94	24,85	12,17	67,78	14,62
	Tx_div	175,50	163,06	63,84	371,16	67,51
	Pop_65+	0,08	0,08	0,03	0,12	0,02
Sexo masculino	IDHM_educ	0,64	0,64	0,49	0,79	0,07
	Índ_Gini	0,52	0,52	0,41	0,66	0,05
	IVS_infra	0,25	0,23	0,03	0,55	0,10
	Tx_desem	37,59	31,63	17,34	69,98	15,17
	Tx_div	364,84	341,59	123,37	763,81	140,84
	Pop_65+	0,07	0,07	0,02	0,10	0,02
Sexo feminino	IDHM_educ	0,70	0,70	0,56	0,83	0,06
	Índ_Gini	0,52	0,52	0,42	0,64	0,05
	IVS_infra	0,21	0,20	0,01	0,48	0,11
	Tx_desem	24,90	19,34	6,80	65,35	14,42
	Tx_div	340,38	315,91	123,24	774,90	136,71
	Pop_65+	0,08	0,09	0,03	0,14	0,02

Elaboração dos autores.

3.1.3 Matriz de correlação entre as variáveis

A tabela 6 ilustra os coeficientes de correlação entre as variáveis em estudo.

TABELA 6
Matriz de correlação

	Tx_suic	IDHM_educ	Índ_Gini	IVS_infra	Tx_desem	Tx_div	Pop_65+	
Todos os sexos	1,000	0,2809	-0,3439	-0,4742	0,2960	0,1352	0,1352	Tx_suic
		1,000	-0,4638	-0,0223	0,6696	0,3877	0,3877	IDHM_educ
			1,000	0,4978	-0,4346	-0,1359	-0,1359	Índ_Gini
				1,000	-0,0392	-0,0978	-0,0978	IVS_infra
					1,000	0,2513	0,3442	Tx_desem
						1,000	-0,2105	Tx_div
							1,000	Pop_65+
Sexo masculino	1,000	0,2557	-0,3655	-0,4286	0,2185	0,0976	0,2222	Tx_suic
		1,000	-0,4777	-0,0444	0,5707	0,4205	0,2541	IDHM_educ
			1,000	0,5004	-0,3530	-0,1829	-0,4745	Índ_Gini
				1,000	-0,0911	-0,1104	-0,2610	IVS_infra
					1,000	0,2565	-0,0927	Tx_desem
						1,000	0,3281	Tx_div
							1,000	Pop_65+
Sexo feminino	1,000	0,2357	-0,2279	-0,4011	0,3666	0,2486	0,0734	Tx_suic
		1,000	-0,4756	-0,0125	0,6597	0,4281	0,2106	IDHM_educ
			1,000	0,4440	-0,4715	-0,1979	-0,3351	Índ_Gini
				1,000	0,0041	-0,1337	0,0129	IVS_infra
					1,000	0,2255	-0,2226	Tx_desem
						1,000	0,3853	Tx_div
							1,000	Pop_65+

Elaboração dos autores.

Obs.: Coeficientes de correlação, utilizando as observações 1:1 – 27:6. 5% valor crítico (bicaudal) = 0,1543 para $n = 162$.

Percebe-se que os coeficientes de correlação não se apresentam muito distintos entre os grupos. A taxa de suicídio apresenta baixa correlação com as variáveis explicativas, sendo a maior de 0,4742 com o IVS Infraestrutura Urbana, no grupo de todos os sexos; e a maior correlação foi de 0,6696, entre a taxa de desemprego e o IDMH Educação, também no grupo dos sexos em geral. Assim, as correlações não foram muito altas, sugerindo não haver problema grave de colinearidade que possa perturbar os resultados.

3.2 Modelo econométrico

O modelo econométrico escolhido para este estudo, conforme literatura empírica, é baseado em dados em painel, em que a mesma unidade em corte transversal é pesquisada ao longo do tempo. Esse modelo apresenta, portanto, duas dimensões: i) espacial – os estados brasileiros; e ii) temporal – o período 2010–2015.

A vantagem dessa metodologia, segundo Loureiro, Mendonça e Sachsidá (2010), é permitir considerar as características idiossincráticas (heterogeneidade) existentes nos estados. Usando os subscritos i e t para denotar, respectivamente, a UF e o ano da observação, assume-se, então, a equação de base a seguir.

$$Y_{it} = \beta_{1,it} + \beta_{2,i}x_{it} + v_{it} \quad \text{Para, } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

em que Y_{it} é a taxa de suicídio do estado i no período t ; X_{it} , o vetor de variáveis explicativas; e v_{it} , o termo de erro, sendo $v_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \mu_{it}$. Por sua vez, μ_{it} representa o erro ordinário; α_i é o efeito fixo ou heterogeneidade não observada (invariante no tempo) de cada UF; e γ_t é o efeito fixo comum às UFs, mas que varia entre os pontos no tempo.

Assim, com a decomposição do termo de erro, chega-se à equação a ser estimada:

$$Y_{ij} = \beta_{1,it} + \beta_{2,i}x_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad \text{Para } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T. \quad (2)$$

Os coeficientes β da equação (1) serão preferencialmente estimados por modelos de efeitos fixos *two-way*. É expectável que existam fatores específicos de cada UF capazes de influenciar as taxas de suicídio e, ao mesmo tempo, impactar as variáveis explicativas do modelo. Esses fatores podem ser os mais diversos, como clima, geografia, estrutura social, composição etária etc. Se não controlados no modelo de regressão, essas variáveis, ausentes na base de dados do pesquisador, farão com que o termo de erro esteja correlacionado com os regressores, enviesando os coeficientes estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO/*pooling*) ou por efeitos aleatórios – efeito viés de variável omitida. Porém, caso esses fatores não observados não variem ao longo do tempo, a estimação de modelos de efeitos fixos é capaz de extrair o componente α_i , eliminando essa forma de enviesamento.

O raciocínio é semelhante em relação ao termo γ_t . Podem existir *shocks* que variem ao longo do tempo, mas afetem simultaneamente todas as UFs. Se não controlados, ao impactarem a taxa de suicídio e estarem correlacionados com as VIs, eles também tornarão os resultados inconsistentes. A metodologia de efeito fixo *two-way* é capaz de atuar sobre esse viés ao adicionar no modelo *dummies* específicas para cada unidade de tempo (ano) da amostra. Evidentemente, os coeficientes estimados ainda podem sofrer com outras formas de vieses, por exemplo, aqueles decorrentes da causalidade reversa entre variáveis dependente e explicativas (endogeneidade). Nada leva a crer, no entanto, que a causalidade reversa seja uma questão quando se tem os índices de suicídio como variável dependente, podendo assumir-se que os regressores são, de alguma forma, exógenos ao modelo.

Outra preocupação deste trabalho foi a adoção de um processo de inferência conservador a respeito da significância dos coeficientes estimados. Na literatura brasileira sobre os determinantes do suicídio, baseada em modelos de painéis, não fica explícita a forma como foram estimadas as matrizes de variância-covariância.

Em dados de painéis, os pressupostos de homocedasticidade e da não autocorrelação dos erros são presumivelmente violados. Portanto, a não adoção de erros robustos, de preferência clusterizados, tem como provável consequência a subestimação dos erros-padrão dos coeficientes e, em muitos dos casos, a rejeição incorreta das hipóteses nulas. Por isso, neste artigo, as inferências foram baseadas em estimativas conservadoras, com matrizes de variância-covariância clusterizadas por UF.

Para efeito de análise de sensibilidade do modelo, em cada um dos grupos deste estudo (todos os sexos, sexo masculino e sexo feminino), serão estimados cinco modelos de regressão. Os dois primeiros estarão sujeitos a vieses de fatores fixos não observados, pois serão estimados por MQO simples e efeitos aleatórios. Os restantes terão como estimador o modelo de efeito fixo, sendo que o primeiro deles considera apenas o efeito fixo por UF. O modelo seguinte terá como característica adicional a inclusão da variável “proporção de população acima de 65 anos”, uma forma de controle para possíveis mudanças de composição etária dos estados ao longo do período da amostra. Por fim, a última especificação inclui as *dummies* para os anos da amostra (*two-way*). Este último modelo será considerado a seguir.

4 ANÁLISE DE RESULTADOS

Nesta seção, são demonstrados os resultados estimados para o modelo apresentado, utilizando a metodologia de dados em painel para os estados do Brasil. Englobaram-se os 26 estados e o Distrito Federal, entre 2010 e 2015. Foram analisados três grupos, de modo a ser possível verificar possíveis diferenças quanto à incidência de suicídio, a saber: i) todos os sexos; ii) apenas sexo masculino; e iii) apenas sexo feminino. Como anteriormente informado, a inferência a respeito dos modelos baseia-se em estimativas conservadoras, com matrizes de variância-covariância clusterizadas por UF. Há, no entanto, na literatura econométrica, algum receio quanto ao uso desse tipo de matriz de variância-covariância quando o número de *cluster* é pequeno (menor que trinta), pois as propriedades assintóticas das estimativas podem ser comprometidas. Tendo em conta essa ressalva, os erros-padrão dos modelos foram calculados também por reamostragem (*wild bootstrap*), porém os resultados foram bastante semelhantes aos originais, de forma que estas estimativas não serão relatadas neste artigo.

Para cada grupo, estimaram-se cinco modelos, conforme relatado na seção metodológica, apresentados na tabela 7, a saber: (1) MQO; (2) painel com efeitos aleatórios; (3) painel com efeitos fixos; (4) painel com efeitos fixos e população 65+ como variável de controle; e (5) painel com efeitos fixos *two-way*.

TABELA 7
Resultado dos modelos

Amostra	Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
		MQO	Efeitos aleatórios	Efeitos fixos	Efeitos fixos 65+	Efeitos fixos two-way	
Todos os sexos	IDHM_educ	5,332 (4,793)	9,039*** (3,121)	9,275** (3,666)	6,207 (3,794)	9,634* (5,448)	
	Índ_Gini	2,703 (4,705)	6,786 (4,495)	7,386 (4,845)	9,724* (5,506)	5,573 (4,726)	
	IVS_infra	-9,212*** (2,569)	-4,755*** (1,68)	-3,938** (1,799)	-4,201** (1,899)	-4,173** (2,016)	
	Tx_div	-,001 (,005)	0,000 (,002)	,001 (,002)	,001 (,002)	,001 (,002)	
	Tx_desem	,024 (,021)	,003 (,013)	-,025 (,015)	-,011 (,017)	,017 (,036)	
	Pop_65+				24,824 (15,586)	25,962 (22,092)	
	Constante	2,031 (4,719)	-3,002 (4,143)				
	Observations	162	162	162	162	162	
	R2	,318	,224	,169	,204	,245	
	EF UF	Não	Não	Sim	Sim	Sim	
	EF Ano	Não	Não	Não	Não	Sim	
	Homens	IDHM_educ	8,397 (7,802)	11,063*** (4,144)	12,671** (4,622)	8,55* (4,921)	17,614** (8,447)
		Índ_Gini	-4,515 (7,861)	3,104 (5,527)	4,854 (6,01)	7,282 (6,854)	-6,713 (4,669)
		IVS_infra	-11,14** (4,172)	-3,208** (1,422)	-2,274 (1,521)	-2,128 (1,435)	-1,587 (1,462)
Tx_div		-,001 (,004)	,001 (,002)	,001 (,002)	,001 (,002)	0,000 (,002)	
Tx_desem		,012 (,031)	-,007 (,008)	-,015* (,007)	0,000 (,011)	,010 (,016)	
Pop_65+					42,827 (27,925)	58,332 (43,659)	
Constante		8,442 (7,263)	,835 (5,7)				
Observations		162	162	162	162	162	
R2		,251	,140	,146	,194	,275	
EF UF		Não	Não	Sim	Sim	Sim	

(Continua)

(Continuação)

Amostra	Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		MQO	Efeitos aleatórios	Efeitos fixos	Efeitos fixos 65+	Efeitos fixos two-way
	EF Ano	Não	Não	Não	Não	Sim
	IDHM_educ	-,452 (2,552)	,252 (2,12)	1,095 (3,059)	-1,578 (3,757)	-2,951 (4,076)
	Índ_Gini	4,162 (3,018)	5,196* (3,136)	5,699* (2,903)	6,92** (3,196)	7,492* (4,195)
	IVS_infra	-4,005*** (1,18)	-2,619* (1,365)	-2,19 (1,637)	-2,364 (1,702)	-2,435 (1,686)
	Tx_div	,001 (,001)	,001* (,001)	,002** (,001)	,002** (,001)	,001** (,001)
	Tx_desem	,028*** (,009)	,02** (,009)	-,017 (,012)	-,015 (,012)	-,008 (,014)
	Mulheres	Pop_65+				16,822** (7,566)
	Constante	,301 (2,761)	-,944 (2,421)			
	Observations	162	162	162	162	162
	R2	,339	,101	,130	,175	,186
	EF UF	Não	Não	Sim	Sim	Sim
	EF Ano	Não	Não	Não	Não	Sim

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erro-padrão robusto clusterizado entre parênteses.

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

Quatro variáveis explicativas (*IDHM_educ*, *Índi_Gini*, *Tx-div* e *IVS_infra*) apresentaram significância de forma diferenciada nos três grupos. As outras duas variáveis (*Tx_desem* e *Pop_65+*) não mostraram significância estatística em nenhuma amostra, razão pela qual não serão interpretadas.

A variável educacional (*IDHM_educ*) apresentou coeficiente positivo, como era esperado, em dois grupos (todos os sexos e sexo masculino), com significância a 10% e a 5%, respectivamente. Assim, quanto maior o nível educacional em dado estado, maior a probabilidade da ocorrência geral e masculina de suicídio. Esse resultado corrobora o estudo de Lin (2006), cuja interpretação é que, para aqueles com um nível educacional mais alto, o trabalho tende a ser mais estressante, levando a um estresse mental e, conseqüentemente, a uma maior taxa de suicídio. Contudo, esse autor não tratou a variável separando-a por sexo. Há estudos nacionais que, diferentemente, apontam que o suicídio está relacionado à baixa escolaridade (Machado, Rasella e Santos, 2015), indicando a necessidade de mais investigações sobre tal aspecto no contexto brasileiro.

De todo modo, apesar dessa falta de consenso, frisa-se que os resultados aqui indicam que a escolaridade maior de homens brasileiros afeta a incidência de suicídio. Embora o suicídio seja um fenômeno complexo, envolvendo uma série de

fatores, pode-se supor que um deles pode estar relacionado à frustração de possuir uma alta escolaridade e mesmo assim não possuir as condições socioeconômicas almeçadas, especialmente pelo provedor de uma família.

A variável representante da desigualdade de renda (*Índ_Gini*) afeta positivamente a taxa de suicídios apenas das mulheres, com significância a 10%. Isso implica que, quanto maior o índice de Gini, maior a incidência de suicídio feminino nos estados brasileiros. Ou seja, quanto menor a desigualdade de renda, menor a taxa de suicídio de mulheres. Loureiro, Mendonça e Sachida (2010), cujo estudo não analisou o sexo em separado, concluíram que o índice de Gini possui sinal positivo para todos os sexos, diferentemente do que foi encontrado aqui. Machado, Rasella e Santos (2015) também constataram que a desigualdade de renda é positivamente associada à taxa de suicídio em ambos os sexos no Brasil. Já os resultados de Andrés (2005), que apenas estudou os sexos masculino e feminino separadamente, indicaram que ambos são significantes, mas o feminino com sinal negativo. Para esse autor, as taxas de suicídio feminino parecem ser mais dependentes da distribuição de renda do que as do masculino. Nessa linha, os achados deste estudo parecem indicar que políticas públicas nacionais que visem melhorar as condições socioeconômicas das mulheres, de modo a reduzir suas desigualdades sociais, tendem a diminuir as taxas de suicídio feminino no país.

A variável de infraestrutura urbana (*IVS_infra*), por sua vez, apresentou efeito negativo sobre a taxa de suicídio, com significância a 5%, apenas na amostra de todos os sexos. Pode-se concluir, então, que, quanto menor a vulnerabilidade social relacionada à oferta de infraestrutura urbana nos estados, maior a taxa geral de suicídio. Não foram encontrados na literatura estudos que analisassem a infraestrutura urbana como possível determinante do comportamento suicida por meio da utilização de dados em painel, mas este resultado pode indicar que a infraestrutura urbana entrou no modelo como *proxy* para a complexidade social ou “modernidade” do território. Segundo Johnson (1965), citado por Feltrin e Almeida (2020, p. 275), “o suicídio nas ‘sociedades’ modernas parece aumentar conforme a integração e a regulação social diminuem”. Para Feltrin e Almeida (2020, p. 275), “as variáveis sociais podem ser interpretadas de duas maneiras: ou como agentes causais direto do comportamento suicida, ou como *proxies* de características sociais gerais que diferem entre grupos”. Nesse entendimento, quanto maior a complexidade social, menor a integração, mais alienação e mais suicídio; ou seja, o IVS não seria, portanto, uma causa, mas um indicador *proxy* dessa causa (complexidade da sociedade).

Por fim, a taxa de divórcio impacta positivamente a taxa de suicídio somente das mulheres, com significância a 5%. Isso implica que, quanto maior a taxa de divórcio, maior a taxa de suicídio de mulheres. Confirmaram-se parcialmente os achados empíricos de: Yamamura (2010), que percebeu efeito positivo para os três grupos; Andrés (2005), cujo divórcio teve coeficiente positivo para homens, mas não para mulheres; e

Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010), que observaram efeito positivo para os sexos em geral. Corroborar-se o estudo de Silva *et al.* (2021), que viúvas ou separadas socialmente possuem mais chances de cometer suicídio. Afinal, considerando o entendimento de Durkheim (2004), de que a sociedade, regulada por normas e convenções, exerce um papel fundamental na construção do indivíduo e que o divórcio é um fato social que influencia o número de suicídios, pode-se supor que o estigma de “mulher separada” ainda parece ser um peso na sociedade brasileira.

O quadro 3 resume esses resultados em uma descrição comparativa com a literatura empírica de suporte adotada, indicando que não foram totalmente corroborados.

QUADRO 3
Comparativo de resultados

	Sinal esperado	Evidências empíricas					Sinal alcançado e resultados		
		Todos	Masculino	Feminino	Fonte	Método	Todos	Masculino	Feminino
IDMH_educ	+	S (+)	N/I	N/I	Lin (2006)	Painel com efeitos fixos	S (+)	S (+)	NS (-)
Índ_Gini	+	N/I	S (+)	S (-)	Andrés (2005)	Painel com efeitos fixos	NS (+)	NS (-)	S (+)
		S (+)	N/I	N/I	Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010)	Painel com efeitos fixos			
IVS_infra	-	-	-	-	-	-	S (-)	NS (-)	S (-)
Tx_desem	+	N/I	S (+)	S (+)	Andrés (2005)	Painel com efeitos fixos	NS (+)	NS (+)	SN (-)
		S (+)	S (+)	N/I	Lin (2006)	Painel com efeitos fixos			
		S (+)	N/I	N/I	Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010)	Painel com efeitos fixos			
Pop_65+	-	-	-	-	-	-	NS (+)	NS (+)	NS (+)
Tx_div	+	N/I	S (+)	NS (+)	Andrés (2005)	Painel com efeitos fixos	NS (+)	NS (+)	S (+)
		S (+)	N/I	N/I	Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010)	Painel com efeitos fixos			
		S (+)	S (+)	S (+)	Yamamura (2010)	Painel com efeitos fixos			

Elaboração dos autores.

Obs.: + (sinal positivo); - (sinal negativo); N/I (não indicado); NS (não significante estatisticamente); e S (significante estatisticamente).

No quadro 3, percebe-se também que a própria literatura que utilizou a metodologia assumida neste estudo não apresenta consenso em seus achados. Isso parece indicar que a temática do suicídio, no que tange à sua explicação por determinantes socioeconômicos, pode não estar totalmente consolidada, exigindo ainda continuidade de estudos a respeito.

5 CONCLUSÕES

Este trabalho teve como objetivo identificar, por meio da metodologia de análise de dados em painel, alguns indicadores socioeconômicos que pudessem prever, em algum grau, a ocorrência do suicídio no Brasil, com análise separada por sexo, no período 2010-2015.

Embora todos os sinais percebidos das variáveis que se confirmaram estatisticamente significantes tenham sido coerentes com parte da literatura teórica, exceto a taxa de divórcio no grupo masculino, alguns dos resultados deste estudo não se mostraram totalmente convergentes com a literatura empírica brasileira. Destaca-se, em especial, a inexistência de significância, em todos os grupos, para as variáveis *taxa de desemprego e proporção de população acima de 65 anos*. Os resultados da desigualdade também mostraram alguma discordância em relação à literatura empírica de referência no Brasil.

Apesar disso, é necessário ressaltar que a referida literatura empírica, mesmo quando adota a metodologia de dados em painel com efeitos fixos, apresenta algumas limitações, o que pode explicar as diferenças apontadas nesta pesquisa. De qualquer forma, a inexistência de consensos sugere que há a necessidade de mais estudos sob essa vertente socioeconômica para se obter mais convergência de resultados.

Ainda como agenda de estudos futuros, apresentam-se as sugestões a seguir descritas.

- 1) Ampliar o horizonte temporal da pesquisa, como forma de aumentar a amostra.
- 2) Investigar também os dados municipais.
- 3) Incluir outras variáveis socioeconômicas nacionais.
- 4) Analisar os dados separadamente por idade.
- 5) Pesquisar a infraestrutura urbana, utilizando a metodologia de dados em painel.
- 6) Averiguar as seguintes questões provenientes dos resultados desta pesquisa:
 - a) Por que a educação não influencia as mulheres ao suicídio?
 - b) Por que o desemprego não exerce influência ao comportamento suicida?

- c) Por que o divórcio influencia a incidência ao suicídio de forma diferente para homens e mulheres?

Como limitação, apontam-se as bases de dados, que apresentaram entrave para se ampliar o horizonte temporal da pesquisa. Ademais, a ausência de dados discriminados por sexo impossibilitou a inserção de novas variáveis no modelo.

Cabe salientar que este estudo não pretendeu explicar o suicídio, o que seria impossível em razão de suas causas multidisciplinares e complexas. Intentou-se aqui tão somente analisar possíveis relações com alguns aspectos socioeconômicos e suas respectivas magnitudes, em um contexto brasileiro recente.

Por fim, espera-se que o conhecimento gerado neste trabalho incite iniciativas de políticas públicas multidisciplinares que, de fato, atenham-se a estratégias para prevenção da mortalidade por suicídio, de ações educativas para sinais de risco e de iniciativas que diminuam a subnotificação de óbitos por suicídio. Mas, especialmente, intervenções públicas que foquem na proteção do mercado de trabalho, na educação, na inclusão social, na infraestrutura urbana e na diminuição da desigualdade social que, conforme apresentado, tendem a influenciar as taxas de suicídio.

REFERÊNCIAS

- ALICANDRO, G. *et al.* Worldwilde trend in suicide mortality from 1990 to 2015 with a focus on the global recession time frame. **International Journal of Public Health**, v. 64, n. 5, p. 785-795, Mar. 2019.
- ALTINANAHTAR, A.; HALICIOGLU, F. A dynamic econometric model of suicides in Turkey. **Journal of Socio-Economics**, v. 38, n. 6, p. 903-907, Dec. 2009.
- ANDRÉS, A. Income inequality, unemployment, and suicide: a panel data analysis of 15 European countries. **Applied Economics**, v. 37, n. 4, p. 439-451, 2005.
- ANDRÉS, A. R.; HALICIOGLU, F. Determinants of suicides in Denmark: evidence from time series data. **Health Policy**, v. 98, n. 2-3, p. 263-269, Dec. 2010.
- ANDRÉS, A. R.; HALICIOGLU, F.; YAMAMURA, E. Socio-economic determinants of suicide in Japan. **Journal of Socio-Economics**, v. 40, n. 6, p. 723-731, Dec. 2011.
- BRAINERD, E. Economic reform and mortality in the former Soviet Union: a study of the suicide epidemic in the 1990s. **European Economic Review**, v. 45, n. 4-6, p. 1007-1019, May 2001.
- CECCON, R. F. *et al.* Suicídio e trabalho em metrópoles brasileiras: um estudo ecológico. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 19, n. 7, p. 2225-2231, jul. 2014.

CHEN, J. *et al.* Socio-economics studies on suicide: a survey. **Journal of Economic Surveys**, v. 26, n. 2, p. 271-306, Apr. 2012.

CHUANG, H.; HUANG, W. Suicide and unemployment: is there a connection? An empirical analysis of suicide rates in Taiwan. **Journal of Socio-Economics**, v. 26, n. 3, p. 277-289, 2003.

DURKHEIM, E. (Org.). **O suicídio**: estudo de sociologia. São Paulo: Martins Fontes, 2004.

D'ÊÇA JÚNIOR, A. *et al.* Mortalidade por suicídio na população brasileira, 1996-2015: qual é a tendência predominante? **Cadernos Saúde Coletiva**, v. 27, n. 1, p. 20-24, 2019.

FELTRIN, R. J.; ALMEIDA, H. J. F. Determinantes socioeconômicos do suicídio em Santa Catarina: uma análise com dados em painel. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 55, p. 272-294, jul.-set. 2020.

FRAGA, W. S.; MASSUQUETTI, A.; GODOY, M. R. Determinantes Socioeconômicos do suicídio: um estudo para os municípios do Brasil e do Rio Grande do Sul. **Revista Econômica**, v. 18, n. 2, p. 1-37, dez. 2016.

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

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

LEWIS, G.; SLOGGETT, A. Suicide, deprivation, and unemployment: record linkage study. **British Medical Journal**, v. 317, n. 7168, p. 1283-1286, Nov. 1998.

LIN, S.-J. Unemployment and suicide: panel data analyses. **The Social Science Journal**, v. 43, n. 4, p. 727-732, 2006.

LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C.; SACHSIDA, A. **Os determinantes econômicos do suicídio**: um estudo para o Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, maio 2010. (Texto para Discussão, n. 1487).

MACHADO, D. B.; RASELLA, D.; SANTOS, D. M. Impact of income inequality and other social determinants on suicide rate in Brazil. **Plos One**, v. 10, n. 4, Apr. 2015.

MINOIU, C.; ANDRÉS, A. R. The effect of public spending on suicide: evidence from U.S. State Data. **Journal of Socio-Economics**, v. 37, n. 1, p. 237-261, Feb. 2008.

NEUMAYER, E. Are socioeconomic factors valid determinants of suicide? Controlling for national cultures of suicide with fixed-effects estimation. **Cross-Cultural Research**, v. 37, n. 3, p. 307-329, 2003.

SHIKIDA, C. D.; ARAUJO JÚNIOR, A. F.; GAZZI, R. A. V. Teoria econômica do suicídio: estudo empírico para o Brasil. **Análise Econômica**, v. 25, n. 47, 123-147, set. 2007.

SILVA, I. G. *et al.* Diferenças de gênero na mortalidade do suicídio. **Rev Rene**, v. 22, n. e61520, p. 1-9, 2021.

WHO – WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Suicide worldwide in 2019: global health estimates**. Geneve: WHO, 2019.

YAMAMURA, E. The different impacts of socio-economic factors on suicide between males and females. **Applied Economics Letters**, v. 17, n. 10, p. 1009-1012, 2010.

Data da submissão: 7 nov. 2019.

Primeira decisão editorial em: 22 jan. 2020.

Última versão recebida em: 17 set. 2021.

Aprovação final em: 4 out. 2021.

