



Relação indicadores de desenvolvimento social e mortalidade por diabetes mellitus no Brasil: análise espacial e temporal*


Thiago Santos Garces^{1,2}

 <https://orcid.org/0000-0002-1670-725X>


Lara Lúcia Ventura Damasceno^{2,3}

 <https://orcid.org/0000-0002-0496-5622>


George Jó Bezerra Sousa³

 <https://orcid.org/0000-0003-0291-6613>


Virna Ribeiro Feitosa Cestari³

 <https://orcid.org/0000-0003-7955-0894>

Maria Lúcia Duarte Pereira³

 <https://orcid.org/0000-0003-0079-5248>

Thereza Maria Magalhães Moreira¹

 <https://orcid.org/0000-0003-1424-0649>

Destaques: (1) O padrão-espaço temporal de mortalidade por diabetes possui tendência ascendente; (2) As regiões Nordeste e Sul apresentam elevadas taxas de mortalidade por diabetes; (3) A mortalidade por diabetes está associada a piores indicadores sociodemográficos; (4) Visualiza-se a relação entre a renda, acesso a saúde e mortalidade por diabetes.

Objetivo: identificar o padrão espacial e temporal da mortalidade por diabetes mellitus, no Brasil, e sua relação com indicadores de desenvolvimento social. **Método:** estudo ecológico e de séries temporais, de abrangência nacional, com base em dados secundários do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde, com análise espacial e temporal e inserção de indicadores em modelos de regressão não espacial e espacial. Realizaram-se: cálculo da taxa de mortalidade geral; caracterização do perfil sociodemográfico e regional dos óbitos mediante análise descritiva e temporal; e construção de mapas temáticos. **Resultados:** foram registrados 601.521 óbitos relacionados ao diabetes mellitus no Brasil, representando mortalidade média de 29,5/100.000 habitantes. Os estados do Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas e Sergipe, Rio de Janeiro, Paraná e Rio Grande do Sul apresentaram aglomerados alto-alto. Por meio do uso de modelos de regressão, verificou-se que o índice Gini ($\beta=11,7$) e a cobertura da Estratégia de Saúde da Família ($\beta=3,9$) foram os indicadores que mais influenciaram a mortalidade por diabetes mellitus no Brasil. **Conclusão:** a mortalidade por diabetes, no Brasil, exibe tendência geral ascendente, revelando-se fortemente associada a locais com piores indicadores sociais.

Descritores: Diabetes Mellitus; Mortalidade; Indicadores Sociais; Estudos Ecológicos; Análise Espacial; Estudos de Séries Temporais.

* Artigo extraído da tese de doutorado "Mortalidade por diabetes mellitus e efeito da doença na gravidade e óbito por covid-19: subsídios ao monitoramento epidemiológico", apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Cuidados Clínicos em Enfermagem e Saúde do Centro de Ciências da Saúde da Universidade Estadual do Ceará, Fortaleza, CE, Brasil.

¹ Universidade Estadual do Ceará, Departamento de Enfermagem, Fortaleza, CE, Brasil.

² Bolsista da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), Brasil.

³ Universidade Estadual do Ceará, Fortaleza, CE, Brasil.

Como citar este artigo

Garces TS, Damasceno LLV, Sousa GJB, Cestari VRF, Pereira MLD, Moreira TMM. Relationship between social development indicators and mortality due to Diabetes *Mellitus* in Brazil: a space-time analysis. Rev. Latino-Am. Enfermagem. 2023;31:e3972 [cited ____-____-____]. Available from: _____ <https://doi.org/10.1590/1518-8345.6592.3972>

ano mês dia

URL

Introdução

O Diabetes Mellitus (DM) e suas complicações figuram-se como um relevante e crescente problema de saúde pública mundial, representando uma das principais causas de óbitos precoces em pessoas com idade superior a 60 anos. Globalmente, dados recentes da Federação Internacional de Diabetes exibem um contingente equivalente a 6,7 milhões de mortes causadas pela doença no ano de 2021, atingindo a marca de uma morte a cada cinco segundos⁽¹⁾.

O Brasil, nesse ínterim, é o país que abriga o maior número de pessoas com DM na América Latina e o quinto no mundo. As taxas de mortalidade pela doença quase dobraram nas últimas décadas, passando de 16,3 óbitos a cada 100 mil habitantes em 1996, para 29 óbitos a cada 100 mil habitantes em 2019, constituindo 30,1% de todas as mortes prematuras⁽²⁾.

Nas regiões brasileiras, a prevalência do DM é diversa, variando de 6,8% no Norte, 8,7% no Nordeste, 10,5% no Sudeste, 8,5% no Sul e 10,3% no Centro-Oeste, destacando, nesse sentido, a proporção das subnotificações no cenário nacional, estimada em 72,8% na região Norte⁽³⁾.

Em face desse panorama, pauta-se que as condições econômicas e sociais influenciam decisivamente a qualidade de vida e saúde das populações, ao passo que refletem indicadores como distribuição de riqueza, condições de habitação, escolaridade e acesso aos serviços de saúde. No âmbito do DM, esses indicadores se traduzem em menor conhecimento sobre a doença, pior qualidade de manejo clínico e maior risco de desfechos desfavoráveis, como complicações agudas, crônicas e óbitos⁽⁴⁾.

A literatura, nessa perspectiva, reitera a associação dos determinantes sociais às internações⁽⁵⁾ e complicações⁽⁶⁾ do DM. Contudo, observa-se a precariedade no contingente de pesquisas que avalia estes aspectos enquanto preditores do óbito por DM. Desta feita, reforça-se que este é o primeiro estudo nacional que se empenha em analisar a relação entre indicadores de desenvolvimento social e o desfecho óbito relacionado ao DM, considerando, ainda, o efeito do espaço geográfico.

Ademais, a proposta do estudo é ímpar ao direcionamento, planejamento e implementação dos cuidados de enfermagem, dada a compreensão do perfil sociodemográfico e tendências de comportamento do desfecho óbito por DM no ambiente social, demográfico e de saúde, favorecendo a qualificação da assistência de enfermagem, na perspectiva multiprofissional e interdisciplinar, com base no (re)conhecimento das demandas populacionais, formulação e avaliação de intervenções, aliada à previsão de tendências futuras.

Neste sentido, este estudo teve por objetivo identificar o padrão espacial e temporal da mortalidade por DM, no Brasil, e sua relação com indicadores de desenvolvimento social.

Método

Delineamento do estudo

Estudo ecológico, guiado pela ferramenta *Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology* (STROBE).

Local do estudo

O estudo foi realizado no território brasileiro em sua totalidade (8.510.345,538 km²), sendo distribuído em cinco regiões, 26 estados e um Distrito Federal (DF), considerando seus 5.570 municípios como unidades de análise.

A divisão geográfica do país é feita da seguinte forma nas seguintes localidades: 1) Região Norte - Acre (AC), Amapá (AP), Amazonas (AM), Pará (PA), Rondônia (RO), Roraima (RR), e Tocantins (TO); 2) Região Nordeste - Alagoas (AL), Bahia (BA), Ceará (CE), Maranhão (MA), Paraíba (PB), Pernambuco (PE), Piauí (PI), Rio Grande do Norte (RN) e Sergipe (SE); 3) Região Sudeste - Espírito Santo (ES), Minas Gerais (MG), Rio de Janeiro (RJ) e São Paulo (SP); 4) Região Sul - Paraná (PR), Rio Grande do Sul (RS) e Santa Catarina (SC); e 5) Região Centro-Oeste - Goiás (GO), Mato Grosso (MT), Mato Grosso do Sul (MS) e DF.

Período

O estudo considerou os dados disponíveis no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2020, enquanto a coleta e análise de dados foi conduzida nos meses de junho de 2021 a março de 2022.

Definição da população

Foram incluídos os óbitos notificados de janeiro de 2010 a dezembro de 2020, em indivíduos acima de dez anos, relacionados às seguintes categorias da Décima Classificação Internacional de Doenças (CID-10): E10 (DM insulino dependente), E11 (DM não insulino dependente), E12 (DM relacionada à desnutrição), E13 (Outros tipos especiais de DM) e E14 (DM não especificados).

Para este estudo, foram consideradas faixas etárias a partir dos dez anos, dada a contribuição pouco significativa dos menores de dez anos no desfecho óbito por DM, refletida pelo número ínfimo de notificações no contexto nacional, fato atestado, inclusive, pela literatura⁽⁷⁾.

Coleta de dados

Os dados secundários foram obtidos no sítio eletrônico do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS), na seção de Estatísticas Vitais, a qual integra os registros de Óbitos pela CID-10, com projeções referentes à população residente (<https://datasus.saude.gov.br/>) e Indicadores de Saúde e Pactuações, dispostos nos Registros administrativos e Censo Demográfico de 2010 do Atlas Brasil (<http://www.atlasbrasil.org.br/>).

Variáveis do estudo

No que tange às variáveis preditoras do contexto de saúde e pactuações, foram selecionadas as dispostas a seguir: Índice de Gini, renda *per capita*, percentual de formalização, transferência do Bolsa Família, Índice de Vulnerabilidade Social (IVS), Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), percentual de cobertura da população por equipes da Estratégia Saúde da Família, analfabetismo em maiores de 18 anos, percentual de casas com banheiro e água encanada e percentual da população em domicílios com densidade maior que dois.

A escolha destas foi motivada por outros estudos de análise espaço-temporal⁽⁵⁻⁸⁾, de modo que refletem características relacionadas à demografia, educação, renda, trabalho e habitação. Ressalta-se, ainda, que foram utilizados os dados mais recentes disponíveis nestas bases de dados, ao passo que as bases de cobertura da atenção primária, por exemplo, possuem atualização mensal, enquanto as relacionadas ao censo demográfico foram atualizadas somente em 2010. Entretanto, estas foram consideradas, visto que refletem a situação social, econômica e de saúde da população brasileira.

Análise dos dados

Inicialmente, foi calculada a taxa bruta de mortalidade em cada ano. Tomou-se por base a soma do número de óbitos no período, dividida pelo denominador da população acima de dez anos, residente em cada ano, estimada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), multiplicado pela constante 100 mil. Aliada a isso, foi realizada uma análise descritiva para caracterização do perfil sociodemográfico da amostra, no que concerne ao sexo, idade, escolaridade, raça/cor e região.

Avaliou-se o padrão temporal anual de mortalidade por DM, no Brasil, de forma geral, por regiões e estados, mediante gráficos lineares sugeridos pelo *Microsoft Excel*. Os dados foram importados para o *software Joinpoint Regression Program* versão 4.6.0.0, para realização das análises lineares segmentadas e visualização da

variação percentual anual (*Annual Percentage Change – APC*) e variação percentual anual média (*Average Annual Percentage Change – AAPC*) e seus Intervalos de Confiança de 95% (IC95%)⁽⁹⁾.

A análise por pontos de inflexão, nessa perspectiva, permite adicionar mais de um segmento de reta, demonstrando mudança de tendência linear durante o período estudado. Ressalta-se que a junção entre dois segmentos de reta ou duas tendências se dá por um ponto de inflexão (*joinpoint*). Considerou-se como significativo quando o modelo apresentou $p < 0,05$. Ressalta-se que resultados positivos e significantes indicam tendência de crescimento, assim como resultados negativos e significantes indicam tendência de queda e resultados não significantes indicam padrão estacionário⁽⁹⁾.

Para a análise espacial, foi calculada a taxa média pelo número médio de casos nos 11 anos de estudo em cada município, dividido pela população estimada no meio do período (2015). Por fim, multiplicado por 100 mil habitantes. Os mapas temáticos foram gerados com base na média da taxa bruta de óbitos em todo o período. As taxas foram suavizadas pelo método bayesiano empírico local, a fim de diminuir a instabilidade destas. Este método considera não apenas o valor do município, mas os pondera em relação aos municípios de fronteira por meio de uma matriz de proximidade espacial. Para o cálculo da matriz, foi utilizado o critério de contiguidade, atribuindo-se o valor 1 para municípios que possuíssem vizinhos 0 para não vizinhos⁽¹⁰⁾.

A autocorrelação espacial dos óbitos foi calculada a partir do Índice de Moran Global (IMG) sobre indicadores brutos. O método identifica a autocorrelação espacial e varia de -1 a +1, segundo o qual valores próximos a zero indicam a ausência de dependência espacial. Uma vez que o IMG se mostra significativo, é calculado o Indicador Local de Associação Espacial (LISA) avaliado pelo Índice de Moran Local (IML), possibilitando a identificação de padrões locais de óbitos⁽¹¹⁾.

O IML, por sua vez, gera diagramas de espalhamento de Moran, que consistem em quatro quadrantes: alto-alto (cidades com altas taxas e rodeadas por outras com altas taxas), baixo-baixo (cidades com baixas taxas e rodeadas por outras com baixas taxas), alto-baixo (cidades com altas taxas rodeadas por outras com baixas taxas), e baixo-alto (cidades com baixas taxas rodeadas por outras com altas taxas). As categorias alto-alto e baixo-baixo representam áreas de concordância, e as categorias alto-baixo e baixo-alto indicam áreas de transição epidemiológica⁽¹²⁾.

Ademais, a fim de testar a relação de cada um dos indicadores socioeconômicos na taxa bruta de mortalidade pelo DM, no Brasil, realizou-se uma análise de regressão *Ordinary Least Square* (OLS) univariada.

Nesse intento, os indicadores foram inseridos em um modelo de regressão não espacial OLS *step forward*. As variáveis que apresentaram $p < 0,20$ foram inseridas em um modelo multivariado tido como o final. Após identificada relação entre indicadores e a mortalidade por DM, testou-se a hipótese de esta relação ocorrer também no espaço geográfico.

Assim, aqueles que permaneceram no modelo final foram também inseridos em um modelo de Regressão Espacial Geograficamente Ponderado (GWR), que considera a localização dos municípios ao estimar seus coeficientes. Para identificar possível multicolinearidade das variáveis, analisou-se o Valor de Inflação da Variância (VIF), no qual valores acima de 10 indicam quebra de pressuposto.

Para eleger o modelo que melhor estimou esta relação, comparou-se os resultados do GWR com o OLS, por meio de duas estimativas: o valor de R^2 e do Critério de Informação de Akaike (AIC). O AIC expressa a quantidade da perda de informações quando os dados são aproximados com um modelo. Assim, o melhor modelo será o que tiver a menor distância do processo probabilístico que gerou os dados, ou seja, aquele com menor valor de AIC é o que aproxima os dados com menor perda de informação. Adiante, o R^2 representa uma medida de bom ajuste. Seu valor varia de 0,0 a 1,0, com valores mais altos sendo preferíveis. Pode ser interpretado como a proporção de variância da variável dependente contabilizada pelo modelo de regressão(13). Neste sentido, após comparar o modelo espacial com o não espacial, utilizou-se aquele que apresentou maior valor de R^2 e menor AIC.

Para o cálculo das taxas de mortalidade e produção dos gráficos lineares para estatística descritiva, foi utilizado o *software Microsoft Excel*. O cálculo da taxa bayesiana empírica local, IMG e IML foram feitos no *software TerraView 4.2.2*, enquanto a regressão de pontos de inflexão foi realizada com o *software Jointpoint Regression*, versão 4.7.0.0. Todos os mapas foram produzidos no *software QGIS 2.4.17*. A regressão não espacial OLS foi realizada no *software Stata 12* e a regressão espacial GWR, no *software GWR4.0.9*.

Aspectos éticos

O estudo dispensa aprovação prévia do Comitê de Ética em Pesquisa para sua realização, uma vez que utiliza dados secundários de livre acesso, disponíveis nos Sistemas de Informação do Sistema Único de Saúde. Contudo, reitera-se o compromisso ético na coleta e análise dos dados, conforme preconizado nas Resoluções 466/12 e 510/16, de forma que nenhuma informação de identificação, tais como nome ou endereço, esteja presente no banco de dados.

Resultados

Entre os anos de 2010 a 2020 foram registrados 601.521 óbitos relacionados ao DM no Brasil. Este montante representa uma mortalidade média de 29,8/100.000 habitantes.

Na Tabela 1, observa-se que a taxa de mortalidade do sexo feminino (32,1/100.000 hab.) se mostra superior tanto ao sexo masculino (26,9/100.000 hab.), quanto à taxa geral observada no país (29,8/100.000 hab.). Além disso, a taxa vai aumentando ao longo da idade, com o ápice na faixa etária de 80 anos ou mais (508,46/100.000 hab.). Dentre as raças, esta é maior em pardos (36,16/100.000 hab.) e, dentre as escolaridades, é maior em pessoas com até três anos de estudo (59,53/100.000 hab.).

Tabela 1 – Caracterização sociodemográfica dos óbitos por Diabetes *Mellitus* (por 100.000 habitantes) no Brasil, 2010-2020. Brasil, 2022

Variável	Total de mortes (%)	Taxa de mortalidade*
	601.521 (100%)	29,8
Sexo		
Feminino	331.150 (55,0%)	32,1
Masculino	270.553 (45,0%)	26,9
Idade (anos)		
10-19	1.088 (0,1%)	0,32
20-29	3.976 (0,6%)	1,15
30-39	9.342 (1,5%)	2,87
40-49	26.887 (4,4%)	10,00
50-59	72.854 (12,1%)	34,49
60-69	136.522 (22,6%)	99,61
70-79	170.140 (28,2%)	230,82
> 80	180.416 (29,9%)	508,46
Raça/cor		
Branca	295.588 (49,1%)	31,85
Preta	54.662 (9,0%)	33,00
Parda	218.790 (36,3%)	36,16
Amarela	3.617 (0,6%)	24,26
Indígena	1.149 (0,1%)	15,55
Escolaridade (anos)		
0 a 3	291.229 (48,3%)	59,53
4 a 7	106.068 (17,6%)	23,78
8 a 11	59.248 (9,8%)	19,98
> 12	20.207 (3,3%)	3,15

*Taxa de mortalidade por 100.000 habitantes

No que tange à média geral da taxa de mortalidade das regiões brasileiras no período do estudo, destacam-se o Nordeste (34,4/100.000 habitantes) e Sul (31,4/100.000 habitantes), seguidas das regiões Sudeste (29,4/100.000 habitantes), Centro-Oeste (23,7/100.000 habitantes) e Norte (23,0/100.000 habitantes). A análise da tendência

temporal evidenciou a elevação da mortalidade de forma geral ao longo do período, mediante comportamento ascendente da reta.

Para a análise das tendências de mortalidade, considerou-se a AAPC do período. Dessa forma, foi possível visualizar a expressiva heterogeneidade no território brasileiro, inclusive, em estados pertencentes à mesma região. Em todo o país, 11 estados apresentaram aumento significativo na taxa de mortalidade por DM, ao passo que dois destes e o DF apresentaram redução. Os 13 restantes não apresentaram significância estatística, interpretando-se como tendência estacionária (Tabela 2).

Na região Norte, destacam-se os estados do Amapá (AAPC: 6,1; IC95%: 3,3 – 8,9) e Amazonas (AAPC:

5,8; IC95%: 4,2 – 7,3) pelo aumento significativo da taxa de mortalidade por DM, de forma semelhante e menos expressiva aos estados do Maranhão (AAPC: 2,6; 1,5 – 3,7) e Alagoas (AAPC: 2,2; IC95%: 0,9 – 3,5) no Nordeste, Minas Gerais (AAPC: 1,6; IC95%: 0,6 – 2,5) na Região Sudeste, Rio Grande do Sul (AAPC: IC95%: 3,9; 2,1 – 5,8) na Região Sul e Goiás (AAPC: 2,4; IC95%: 1,6 – 3,3) no Centro-Oeste. No tocante a redução das taxas de ocorrência do desfecho, sobrassem-se os estados do Ceará (AAPC: -2,2; IC95%: -3,8 - -0,6) e Rio de Janeiro (AAPC: -1,3; IC95%: -2,1 - -0,5), bem como no Distrito Federal (AAPC: -0,3; IC95%: -2,8; 2,3), localizados no Nordeste, Sudeste e Centro-Oeste do país, respectivamente.

Tabela 2 – Variação percentual anual de mortalidade por Diabetes Mellitus no Brasil, 2010-2020. Brasil, 2022

Estado	APC*1 (IC ^{95%})	PI†	APC*2 (IC ^{95%})	PI†	AAPC‡ (IC ^{95%})
Região Norte					
Rondônia	1,3 (-1,1; 3,7)				1,3 (-1,1; 3,7)
Acre	1,9 (-1,0; 5,0)				1,9 (-1,0; 5,0)
Amazonas	5,8 (4,3; 7,3)				5,8 (4,3; 7,3)
Roraima	6,1 (4,4; 7,9)	2017	-9,4 (-1,3; 0,5)		2,5 (0,4; 4,5)
Pará	3,3 (2,1; 4,4)				3,3 (2,1; 4,4)
Amapá	6,1 (3,3; 8,9)				6,1 (3,3; 8,9)
Tocantins	4,1 (1,8; 6,5)				4,1 (1,8; 6,5)
Região Nordeste					
Maranhão	2,6 (1,5; 3,7)				2,6 (1,5; 3,7)
Piauí	1,5 (0,0; 2,9)				1,5 (0,0; 2,9)
Ceará	-2,2 (-3,8; -0,6)				-2,2 (-3,8; -0,6)
Rio Grande do Norte	0,2 (-1,2; 1,6)				0,2 (-1,2; 1,6)
Paraíba	-0,8 (-1,8; 0,2)				-0,8 (-1,8; 0,2)
Pernambuco	-0,2 (-1,5; 1,2)				-0,2 (-1,5; 1,2)
Alagoas	2,2 (0,9; 3,5)				2,2 (0,9; 3,5)
Sergipe	-0,6 (-2,4; 1,2)				-0,6 (-2,4; 1,2)
Bahia	1,9 (1,1; 2,6)				1,9 (1,1; 2,6)
Região Sudeste					
Minas Gerais	-0,4 (-1,8; 1,1)	2015	4,0 (2,0; 6,1)		1,6 (0,6; 2,5)
Espírito Santo	0,0 (-1,8; 1,8)				
Rio de Janeiro	-4,6 (-6,2; -2,9)	2014	1,5 (-0,2; 2,8)		-1,3 (-2,1; -0,5)
São Paulo	-1,9 (-4,1; 0,4)	2014	2,2 (0,6; 3,8)		0,4 (-0,7; 1,4)

(continua na próxima página...)

(continuação...)

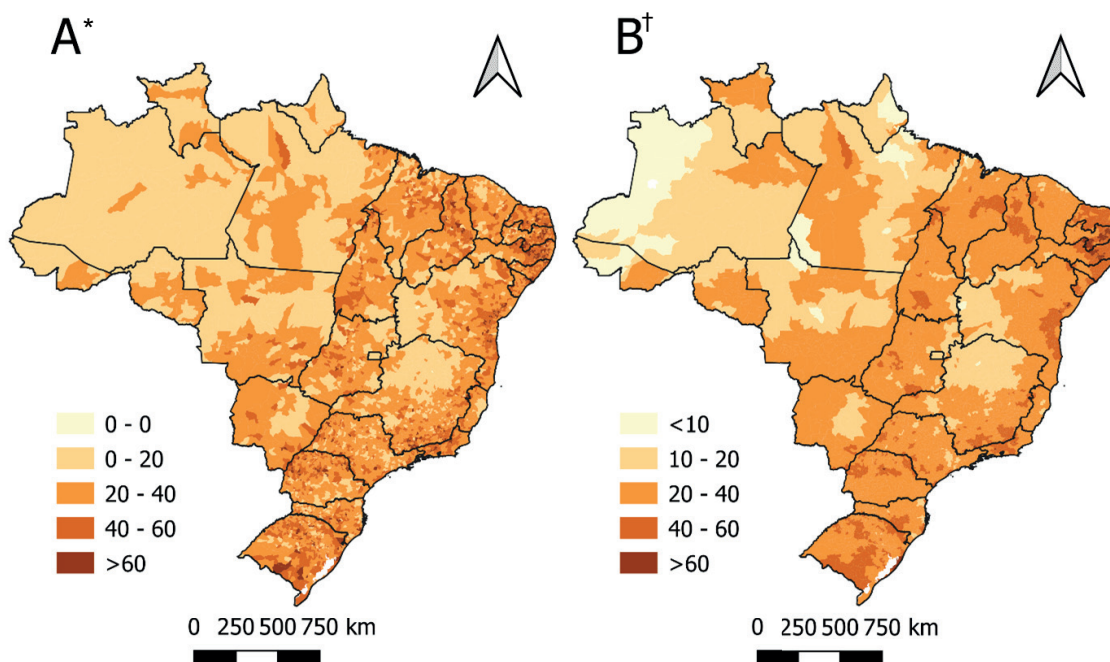
Estado	APC*1 (IC [§] 95%)	PI [†]	APC*2 (IC [§] 95%)	PI [†]	AAPC [‡] (IC [§] 95%)
Região Sul					
Paraná	0,4 (-1,1; 2,0)				0,4 (-1,1; 2,0)
Santa Catarina	1,3 (0,5; 2,1)				
Rio Grande do Sul	0,1 (-2,8; 3,0)	2015	9,0 (5,1; 13,1)		3,9 (2,1; 5,8)
Região Centro-Oeste					
Mato Grosso do Sul	1,5 (-0,3; 3,4)				1,5 (-0,3; 3,4)
Mato Grosso	2,9 (1,1; 4,7)				
Goiás	2,4 (1,6; 3,3)				2,4 (1,6; 3,3)
Distrito Federal	-5,4 (-9,2; -1,4)	2015	6,4 (0,7; 12,4)		-0,3 (-2,8; 2,3)

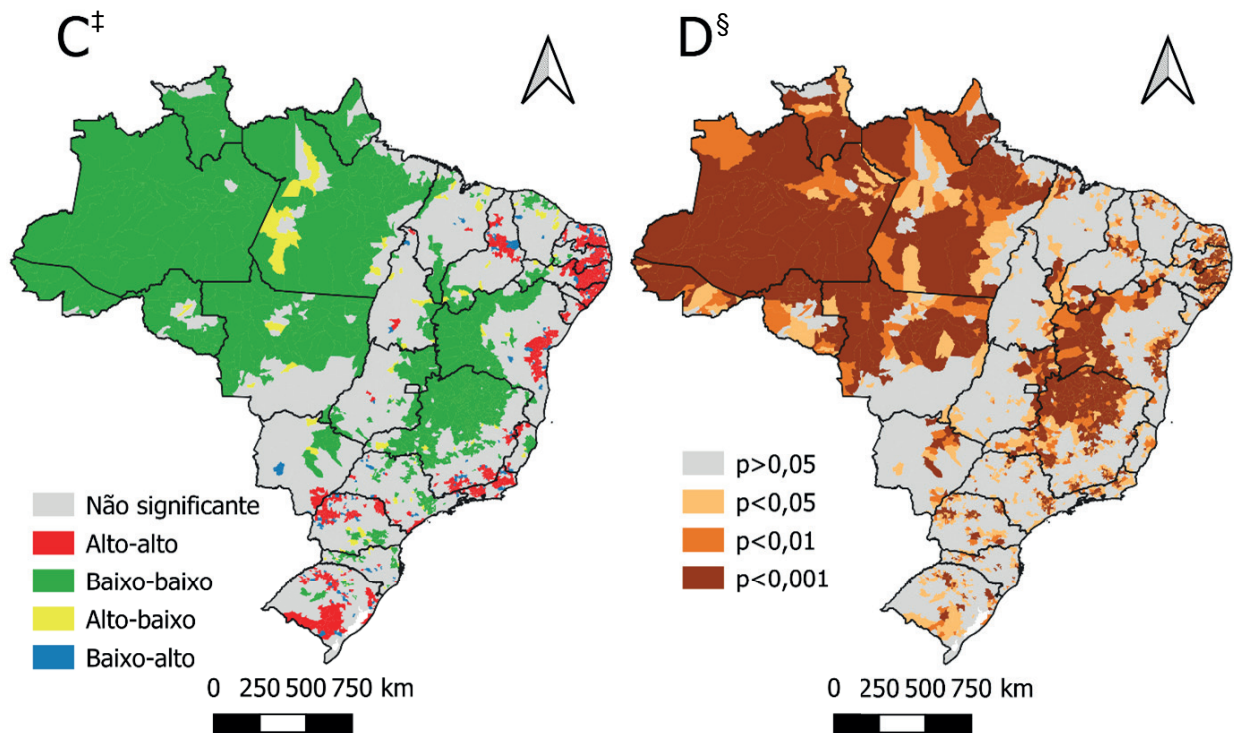
*APC = Variação Percentual Anual; [†]PI = Ponto de Inflexão (ano em que o segmento da reta muda); [‡]AAPC = Variação Percentual Anual Média; [§]IC95% = Intervalo de Confiança de 95%; ^{||}p < 0,05

A Figura 1A traz o valor bruto das taxas de mortalidade por DM nos municípios brasileiros, estas, por sua vez, variaram de nenhuma a mais de 60 óbitos por 100 mil habitantes, distribuídos de forma heterogênea pelas regiões brasileiras. Outrossim, a Figura 1B representa as taxas suavizadas pelo método bayesiano empírico local, evidenciando com maior clareza a concentração de altas taxas de mortalidade nas regiões nordeste e sul, sobressaindo os estados da Paraíba (PB) e Pernambuco (PE), em virtude das áreas em vermelho. A menor taxa bayesiana localizou-se em Amaturá (AM), com 4,3/100.000 habitantes, e a maior, em Serraria (PB), com 78,0/100.000 habitantes.

Ademais, por meio do IMG, observou-se autocorrelação positiva $I = 0,46$ ($p=0,01$) e demonstração de aglomerados espaciais em todo o Brasil. Dessa forma, prosseguiu-se

para a verificação dos padrões de autocorrelação espacial pelo IML. Observaram-se aglomerados de padrões alto-alto em diversos municípios do país, especialmente, no nordeste brasileiro, com destaque aos estados do Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas e Sergipe. Destarte, os estados do Rio de Janeiro, Paraná e Rio Grande do Sul, também apresentaram aglomerados alto-alto que merecem destaque. Por outro lado, os aglomerados baixo-baixo concentraram-se na em municípios da região norte e entre Minas Gerais, Bahia e Goiás (Figura 1C). Foram observados clusters de significância e não estacionariedade dispostos no LISA Map (Figura 1D), revelando-se áreas de dependência espacial estatisticamente significativa ($p<0,05$), com destaque para as áreas de aglomerados baixo-baixo e os de alto-alto na região Nordeste ($p<0,001$).





*A = Mapa das Taxas brutas de mortalidade por 100 mil habitantes; *B = Mapa das Taxas de mortalidade suavizadas pelo método bayesiano empírico local por 100 mil habitantes. *C = Mapa de autocorrelação espacial global da mortalidade por Diabetes *Mellitus*, no Brasil (LISA Map); *D = Mapa de autocorrelação espacial local da mortalidade por Diabetes *Mellitus* no Brasil (espelho do valor de p, referente ao LISA Map)

Figura 1 – Distribuição e autocorrelação espacial mortalidade por Diabetes *Mellitus* no Brasil no período de 2010-2020, por município e por 100 mil habitantes. Brasil, 2022

Após identificar o padrão espacial de óbito pela doença, analisou-se a relação com indicadores sociodemográficos, econômicos e de saúde. Por meio da regressão OLS, identificou-se que a taxa de analfabetismo em maiores de 18 anos, índice Gini, renda *per capita*, grau de formalização em pessoas maiores de 18 anos, percentual de casas com banheiro e água encanada, percentual de casas com densidade maior que dois, cobertura da Estratégia Saúde da Família (ESF) e o índice de vulnerabilidade social apresentaram relação com a mortalidade por DM em nível de até $p < 0,20$. Estes, portanto, foram incluídos em um modelo OLS multivariado com variáveis de ajuste, vide Tabela 3. O modelo não apresentou multicolinearidade, uma vez que o VIF geral do modelo e individual de cada variável foi menor que 10.

No modelo univariado, as variáveis renda *per capita*, vulnerabilidade social, analfabetismo (>18 anos), índice de Gini, porcentagem das casas com banheiro e água encanada, porcentagem das casas com densidade maior que duas pessoas e cobertura da ESF obtiveram valor de p-valor significativo ($p < 0,05$), sendo as cinco últimas com $p < 0,001$. No modelo OLS multivariado, as variáveis que foram inseridas permaneceram significantes, exceto o índice Gini ($p = 0,52$), a renda *per capita* ($p = 0,44$) e o grau de formalização em pessoas >18 anos (0,36) (Tabela 3).

Outrossim, o modelo multivariado apresentou $AIC = 45094,4$ e $R^2 = 0,11$. Quando os resíduos desta regressão foram analisados quanto à presença de dependência espacial, os resultados confirmaram e indicaram a necessidade de modelos geográficos. Os mesmos indicadores da regressão OLS foram testados nos modelos geográficos, sendo observada melhoria nos índices de ajuste. O modelo GWR apresentou $AIC = 43092$ e $R^2 = 0,41$, sendo selecionado como modelo que melhor descreve a variação da mortalidade e utilizado neste estudo.

Por meio deste modelo, verificou-se que o índice Gini, índice de vulnerabilidade social e a cobertura da ESF foram os indicadores que mais influenciaram a mortalidade por DM, ao passo que apresentaram β médio de 11,7, 9,05 e 3,9, respectivamente. Ademais, os indicadores de taxa de analfabetismo em pessoas maiores de 18 anos e proporção de casas com densidade maior que dois obtiveram valores de β muito próximos a zero e devem ser interpretados com cautela. Já a renda *per capita*, grau de formalização em pessoas maiores 18 anos e índice de vulnerabilidade social apresentaram valor não significativo tanto nos modelos não espaciais quanto nos espaciais e devem ser interpretados somente em relação ao β local de cada município (Tabela 3).

Tabela 3 – Modelo de regressão *Ordinary Least Square* (OLS) da mortalidade por Diabetes Mellitus no Brasil, 2010-2020. Brasil, 2022

	OLS* Univariada			OLS* Multivariada			GWR†	
	Coefficiente	Erro padrão	p-valor‡	Coefficiente	Erro padrão	p-valor‡	β§ médio	Desvio-padrão
Analfabetismo >18 anos	0,01	0,002	<0,001	0,56	0,04	<0,001	0,20	0,68
Gini	-1,66	0,30	<0,001	2,54	4,00	0,525	11,67	36,81
Renda <i>per capita</i>	-0,0002	0,00008	0,01	0,001	0,002	0,444	0,01	0,03
Grau de formalização >18 anos	-0,001	0,001	0,065	0,02	0,02	0,358	-0,07	0,17
% casas com banheiro e água encanada	0,008	0,0009	<0,001	0,23	0,02	<0,001	0,24	0,25
% casas com densidade >2	-0,18	0,001	<0,001	-0,18	0,03	<0,001	-0,31	0,41
IDHM¶	-0,10	0,27	0,705					
Cobertura ESF¶	0,64	0,08	<0,001	2,32	0,83	0,005	3,89	9,44
Índice de Vulnerabilidade Social	-0,42	0,15	0,005	6,79	3,92	0,083	9,05	31,13
Transferência Bolsa Família	0,0001	0,0002	0,521					
Percentual de cadastrados no CADÚnico** que recebem Bolsa Família	-0,0009	0,001	0,371					
CONSTANTE				1,66	3,29	0,615	7,48	32,70

*OLS = *Ordinary Least Square*; †GWR = Modelo de Regressão Espacial Geograficamente Ponderado; ‡p-valor: Valor de p significante ($p < 0,05$); §β = Beta médio; ¶IDHM = Índice de Desenvolvimento Humano Municipal; ¶ESF = Estratégia Saúde da Família; **CADÚnico = Cadastro Único

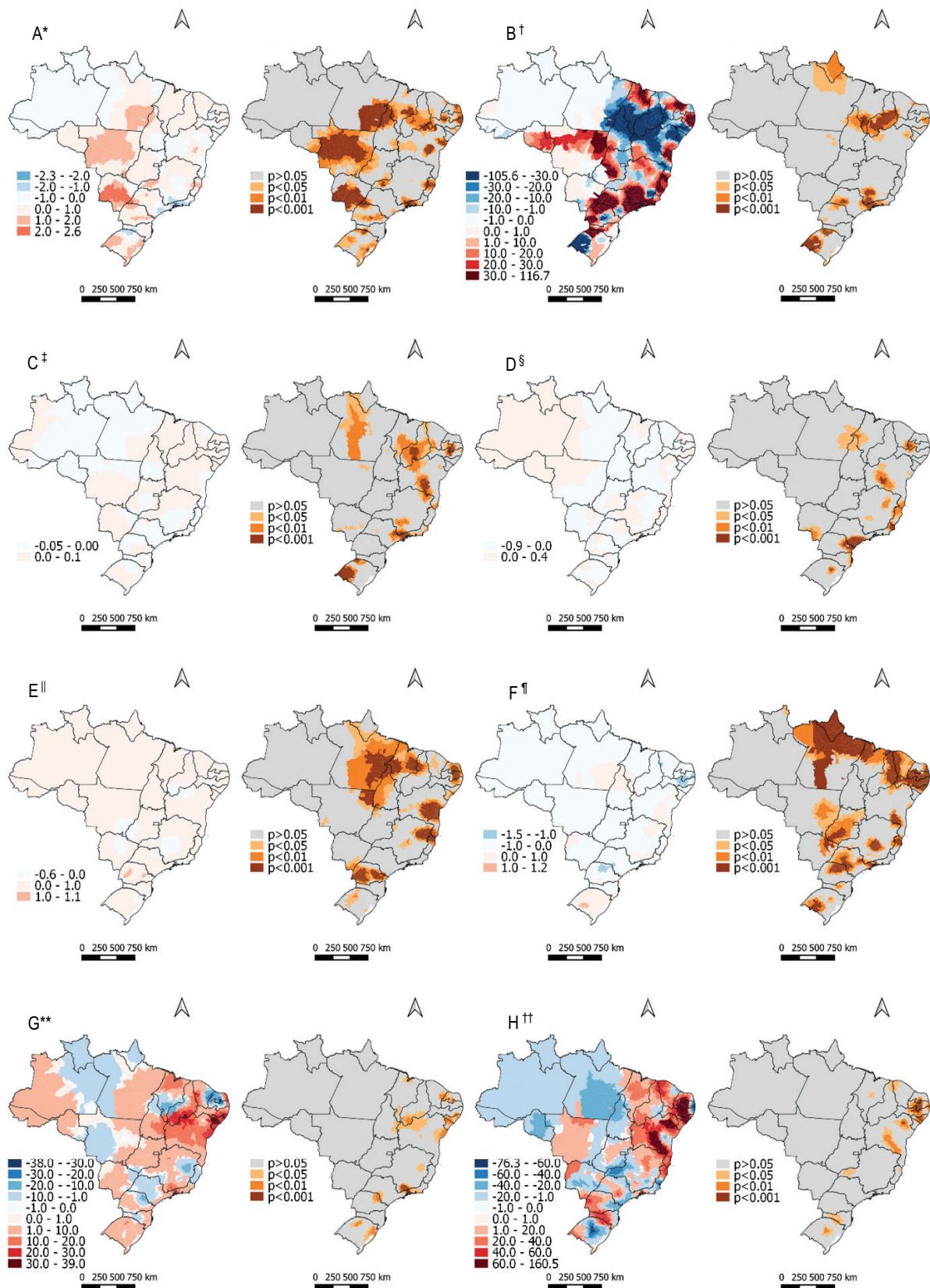
Em consonância, a Figura 2 esboça os mapas temáticos das estimativas municipais e significância estatística destes indicadores na mortalidade por DM. A taxa de analfabetismo em pessoas >18 exerceu pouca influência na mortalidade por DM globalmente, mas, localmente, houve relação negativa significativa em municípios de Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, enquanto municípios do Pará, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo e Rio Grande do Sul tiveram relação positiva (Figura 2A). O índice Gini foi o indicador que apresentou maior relação com a mortalidade por DM tanto em níveis globais quanto locais. Este relacionou-se de forma negativa, principalmente, nos estados do Piauí, Maranhão e Rio Grande do Sul, já a relação positiva pode ser observada com melhor clareza em São Paulo e Minas Gerais (Figura 2B).

A renda *per capita* foi o indicador que apresentou relação de menor magnitude com a mortalidade por DM, tanto em níveis globais quanto locais, e seus resultados devem ser cautelosamente interpretados. Dessa forma, destaca-se relação negativa em municípios do Pará e São Paulo e relação positiva, principalmente, Piauí, Paraíba, Pernambuco, Bahia e Rio Grande do Sul (Figura 2C). De forma semelhante, o grau de formalização em pessoas maiores de 18 anos apresentou valores global e local próximos a zero. Neste sentido, a relação negativa é

observada com maior intensidade em parte do Ceará, Paraíba, Pernambuco, Bahia e São Paulo, e as relações positivas apresentaram-se, especialmente, no Espírito Santo e Rio de Janeiro (Figura 2D).

Adiante, a proporção casas com banheiro e água encanada exerceu pouca influência na mortalidade por DM, mas destaca-se que municípios do Paraná tiveram relação positiva com a mortalidade (Figuras 2E). A proporção de casas com densidade maior que dois relacionou-se negativamente com a mortalidade nos estados de Paraíba, Pernambuco, Alagoas e Paraná, já a relação positiva pode ser observada com melhor clareza no Rio Grande do Sul (Figura 2F).

Por outro lado, houve forte relação da cobertura da ESF, tanto em valores globais quanto locais. Seus valores locais demonstraram alta influência na mortalidade por DM, em especial nos estados do Ceará e Rio Grande do Norte, com relação negativa, e em Alagoas e Sergipe, com relação positiva (Figura 2G). De forma semelhante, o índice de vulnerabilidade social apresentou forte relação com a mortalidade por DM, tanto em valores globais quanto locais. Neste sentido, parte da Paraíba e de Pernambuco com Rio Grande do Sul mostraram relação negativa, mas com significância fraca, e parte do Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco e Alagoas formaram uma faixa com relação positiva de forte significância (Figura 2H).



*A = Distribuição espacial via regressão da relação da taxa de analfabetismo em maiores de 18 anos com a mortalidade por Diabetes Mellitus no Brasil; †B = Distribuição espacial via regressão da relação do índice de Gini com a mortalidade por Diabetes Mellitus no Brasil; ‡C = Distribuição espacial via regressão da relação da renda *per capita* com a mortalidade por Diabetes Mellitus no Brasil; §D = Distribuição espacial via regressão da relação do grau de formalização em maiores de 18 anos com a mortalidade por Diabetes Mellitus no Brasil; ||E = Distribuição espacial via regressão da relação do percentual de casas com banheiro e água encanada com a mortalidade por Diabetes Mellitus no Brasil; ¶F = Distribuição espacial via regressão da relação do percentual de casas com densidade maior que dois com a mortalidade por Diabetes Mellitus no Brasil; **G = Distribuição espacial via regressão da relação da cobertura da Estratégia Saúde da Família com a mortalidade por Diabetes Mellitus no Brasil; ††H = Distribuição espacial via regressão da relação do índice de vulnerabilidade social com a mortalidade por Diabetes Mellitus no Brasil

Figura 2 – Distribuição espacial via regressão da relação de indicadores socioeconômicos e mortalidade por Diabetes Mellitus no Brasil, no período de 2010-2020, por município e por 100 mil habitantes. Brasil, 2022

Discussão

O estudo possibilitou identificar o padrão espaço-temporal brasileiro da mortalidade por DM e sua associação com indicadores de desenvolvimento social. Os estados do Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas e Sergipe, Rio de Janeiro, Paraná e Rio Grande do Sul exibiram aglomerados alto-alto, com destaque ao índice Gini e cobertura da ESF enquanto indicadores sociais com maior influência nas taxas de mortalidade pela doença.

A mortalidade por DM nas regiões brasileiras representa um amplo desafio ao Sistema Único de Saúde (SUS), bem como ao desenvolvimento socioeconômico nacional, reforçando o impacto da doença no país, aliado à substancial contribuição deste no panorama internacional do DM. O panorama é evidenciado por outros estudos populacionais de análise temporal, com padrões sociodemográficos similares aos achados, no tocante ao sexo, faixa etária, raça/cor e escolaridade⁽¹⁴⁻¹⁶⁾.

Ademais, cabe salientar que, em detrimento da heterogeneidade demográfica, social e econômica brasileira, observam-se diferentes padrões de mortalidade por DM nas diversas regiões⁽³⁾, sendo o Nordeste e Sul marcados por valores alto-alto e formação de *clusters* de alto risco⁽¹⁷⁾. A prevalência de altas taxas de mortalidade nestas regiões advém de aspectos referentes às condições biológicas (elevado índice de massa corporal), sociodemográficas (baixo índice de escolaridade, desigualdades regionais, barreiras ao acesso ao tratamento, diagnóstico tardio e outros fatores de risco) e comportamentais (sedentarismo, padrões negativos de alimentação)⁽¹⁸⁾.

Outrossim, as evidências reportam que quanto maior a desigualdade na distribuição de renda, piores são as condições de saúde no Brasil, reforçando o acentuado gradiente socioeconômico no âmbito das Doenças Crônicas não Transmissíveis (DCNT), refletido no cenário nacional⁽¹⁹⁾ e internacional⁽²⁰⁾, o que demonstra que a população mais pobre, em maior nível de vulnerabilidade social e com menor grau de escolaridade é a mais afetada pela perda de qualidade de vida, maior número de anos perdidos e óbitos decorrentes do DM⁽²¹⁾.

A exemplo disso, verificou-se associação estatisticamente significativa das variáveis Taxa de analfabetismo em maiores de 18 anos, renda *per capita*, Índice de Gini e Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) com o desfecho óbito por DM. Com o ajuste do modelo de regressão linear múltipla, o indicador de pobreza permaneceu estatisticamente associado ao desfecho, corroborando a literatura⁽²²⁾, especialmente nas regiões Norte e Nordeste brasileiras^(3,18). O achado indica que aumentar as oportunidades de emprego e salário pode reduzir o risco de DM e, conseqüentemente, os óbitos pela doença.

Complementarmente, indicadores de saúde em pessoas com DCNT exibem pior desempenho em participantes beneficiários do Bolsa Família, ao passo que estes apresentam, em maior proporção, menor escolaridade, são da raça preta/parda e se concentram nas regiões Norte e Nordeste. Exibem, ainda, maior ocorrência de obesidade, múltiplas comorbidades, níveis de colesterol elevado, uso de álcool e tabaco, explicando a associação significativa da variável com o desfecho⁽²³⁻²⁴⁾.

Igualmente, as regiões globais com IDH baixo, médio-baixo e médio mostraram-se associadas, semelhantemente, ao maior risco de óbitos por DM, dado que condicionantes e determinantes sociais tecem desdobramentos na disparidade em saúde e estão imbricados na estratificação social, os quais interferem na distribuição desigual de poder, prestígio e recursos⁽²⁴⁾.

É fato que a vulnerabilidade social propicia maior exposição e suscetibilidade a agravos em saúde e morte, resultantes de aspectos individuais ou condições coletivas, simultaneamente, à possibilidade e aos recursos para o seu enfrentamento, refletindo maior mortalidade por DM em setores censitários de vulnerabilidade social média e alta⁽²¹⁾. Nesse contexto, cresce a importância das transferências governamentais na proteção social dos sujeitos em situações de vulnerabilidade.

Apesar de o sistema de saúde brasileiro ter sido formulado de maneira universal, integral e igualitária para toda a população, seu desenho institucional misto, em que a saúde suplementar constitui uma parcela significativa da assistência à saúde, parece alimentar desigualdades no acesso e desfechos desfavoráveis em saúde, somado à desigualdade na distribuição de renda regional⁽²⁵⁾, representando uma dificuldade adicional para a população portadora de DCNT que reside em áreas mais pobres, que conta com uma oferta insuficiente do SUS.

A problemática parece estar também relacionada ao acesso à informação em saúde. A saúde é um direito de todo brasileiro e o acesso às informações em saúde, por meio da educação, é uma estratégia fundamental ao empoderamento e corresponsabilização dos sujeitos e comunidade, fundamentando-se na consciência sobre sua condição de saúde, do seu papel nesse processo⁽²⁶⁾.

Nesse contexto, a contribuição da enfermagem pode ser potencializada com a utilização de métodos que promovam uma aprendizagem efetiva e significativa, com intervenções educativas planejadas e adaptadas para cada nível de aprendizagem⁽²⁷⁾, tais como os grupos de discussão, uso de intervenções lúdicas, acolhimento na sala de espera, campanhas, estudos de caso, entre outros. Nestas oportunidades, devem-se priorizar informações acerca do DM e estilo de vida saudável⁽²⁸⁾, a fim de ampliar conhecimentos e habilidades para/com o cuidado diário,

prevenção de complicações e desfechos desfavoráveis como o óbito.

Destaca-se que, para compreensão de desfechos em saúde, há que considerar relações econômicas e sociais, bem como o desempenho destas no espaço geográfico e, conseqüentemente, sua influência no processo saúde-doença das populações. Frente a isso, sugere-se o desenvolvimento de estudos de maior profundidade, envolvendo amostras populacionais, pesquisas de campo e intervenções, visando à sugestão e implementação de medidas direcionadas a mudança deste cenário.

Reitera-se a heterogeneidade cultural, demográfica e socioeconômica à qual estão submetidas as populações, de forma que a qualidade da assistência prestada se comporta de maneira díspar, bem como a capacidade diagnóstica e a qualidade das informações fornecidas, ao passo que o desenvolvimento político-econômico perpassa a atuação em saúde, estendendo-se a componentes como educação e renda⁽¹⁸⁾.

Visualiza-se um amplo espaço ao aprimoramento geral dos cuidados aos pacientes portadores de DM, urgindo a necessidade de inserção do tema nas políticas públicas de saúde intra e intersectoriais desenvolvidas no país, especialmente, no tocante à redução das disparidades sociais, ampliação do acesso à saúde e políticas de promoção, educação, prevenção e vigilância desta^(23,29).

O estudo apresenta como limitações a obtenção de dados secundários provenientes de fins clínicos e não de pesquisa, podendo apresentar incompletudes e inadequações no preenchimento, aliadas à subnotificação dos óbitos por diabetes que, muitas vezes, recebem como causa principal eventos agudos e/ou crônicos advindos da doença, tais como sepse, doenças cardíacas, vasculares, dentre outras. Por consequência, os achados atentam para a qualificação do preenchimento dos dados relacionados ao desfecho, mediante sensibilização e capacitação dos profissionais assistenciais, com vistas à robustez dos bancos de dados, visando à melhor acurácia das análises epidemiológicas, estando incluso nestas o rastreamento da mortalidade pela doença.

Outra limitação importante é a falácia ecológica, resultante da inferência causal em relação aos sujeitos, advinda da distribuição heterogênea da exposição ao fator do estudo e demais variáveis⁽³⁰⁾.

A mortalidade por DM no Brasil aumentou na última década, especialmente nos estados das regiões Nordeste e Sul, com associação estatisticamente significativa a indicadores de distribuição de renda, como o índice Gini, e de acesso à saúde (cobertura da ESF). Tais resultados contribuem para maior conhecimento da relação entre os indicadores socioeconômicos e demográficos imbricados na mortalidade por DM e a magnitude do impacto destes no desfecho óbito.

Conclusão

O padrão espaço-temporal brasileiro de mortalidade por Diabetes Mellitus exibe uma tendência geral ascendente, com visualização de aglomerados espaciais, principalmente nas regiões Nordeste e Sul, revelando-se, ainda, fortemente associado a locais com piores indicadores sociodemográficos, tais como distribuição de renda, condições de habitação, escolaridade e acesso à saúde.

Referências

1. AlShurbaju M, Kader LA, Hannan H, Motula M, Husseini GA. Comprehensive study of a diabetes mellitus mathematical model using numerical methods with stability and parametric analysis. *Int J Environ Res Public Health*. 2023;20(2):939. <https://doi.org/10.3390/ijerph20020939>
2. Reis RCP, Duncan BB, Malta DC, Iser BPM, Schmidt MI. Evolution of diabetes in Brazil: prevalence data from the 2013 and 2019 Brazilian National Health Survey. *Cad Saúde Pública*. 2022;38(1):e00149321. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00149321>
3. Muzy J, Campos MR, Emmerick I, Silva RS, Schramm JMA. Prevalence of diabetes mellitus and its complications and characterization of healthcare gaps based on triangulation of studies. *Cad Saúde Pública*. 2021;37(5):e00076120. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00076120>
4. Glenn LE, Thurlow CB, Enriquez M. The ups and downs of living with type 2 diabetes among working adults in the rural South. *J Prim Care Community Health*. 2022;13. <https://doi.org/10.1177/21501319221143715>
5. Sukkarieh O, Egede LE, Bassil M. Relationship between social determinants of health and quality of life in low income adults with diabetes in Lebanon. *Postgrad Med*. 2023;1-10. <https://doi.org/10.1080/00325481.2023.2172283>
6. Soares AR, Coelho M, Tracey M, Carvalho D, Silva-Nunes J. Epidemiological, social and economic burden of severe hypoglycaemia in patients with diabetes mellitus in Portugal: a structured literature review. *Diabetes Ther*. 2023. <https://doi.org/10.1007/s13300-022-01358-1>
7. Kulkarni S, Patil V, Kashikar R, Deshpande R, Dole K. Social determinants of diabetic retinopathy and impact of sight-threatening diabetic retinopathy: a study from Pune, India. *Indian J Ophthalmol*. 2023;71(2):358-62. https://doi.org/10.4103/ijo.IJO_1660_22
8. Ministério da Saúde (BR), Secretaria de Vigilância em Saúde. Vigilância de fatores de risco e proteção para doenças crônicas por inquérito telefônico: Estimativas sobre frequência e distribuição sociodemográfica de fatores de risco e proteção para doenças crônicas nas capitais dos 26 estados brasileiros e no Distrito Federal em 2018 [Internet]. Brasília: Ministério da Saúde; 2018

- [cited 2022 Apr 12]. Available from: <https://abeso.org.br/wp-content/uploads/2020/01/vigitel-brasil-2018.pdf>
9. Sousa GJB, Garces TS, Pereira MLD, Moreira TMM, Silveira GM. Temporal pattern of tuberculosis cure, mortality, and treatment abandonment in Brazilian capitals. *Rev. Latino-Am. Enfermagem*. 2019;27. <https://doi.org/10.1590/1518-8345.3019.3218>
10. Martins-Melo FR, Lima MS, Ramos NA Júnior, Alencar CH, Heukelbach J. Mortality and Case Fatality Due to Visceral Leishmaniasis in Brazil: a Nationwide Analysis of Epidemiology, Trends and Spatial Patterns. *PLoS One*. 2014;9(4):e93770. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0093770>
11. Monteiro LD, Martins-Melo FR, Brito AL, Alencar CH, Heukelbach J. Spatial patterns of leprosy in a hyperendemic state in Northern Brazil, 2001-2012. *Rev Saúde Pública*. 2015;49(84):1-8. <https://doi.org/10.1590/S0034-8910.2015049005866>
12. Ministério da Saúde (BR). Introdução à estatística espacial para a saúde pública. Brasília: Ministério da Saúde; 2007.
13. Emiliano PC, Veiga EP, Vivanco MJF, Menezes FS. Critérios de informação de akaike versus bayesiano: Análise comparativa. Universidade Estadual de Campinas [Internet]; 2005 [cited 2022 May 7]. Available from: <http://www.ime.unicamp.br/sinape/sites/default/files/Paulo%20C3%A9sar%20Emiliano.pdf>
14. Jiménez-Montero JG, Barakat MV. Changes in diabetes mortality rate in Costa Rica 2007-2017. *Diab Research Clinical Practice*. 2021;174:108749. <https://doi.org/10.1016/j.diabres.2021.108749>
15. Pearson-Stuttard J, Bennett J, Cheng YJ, Vamos EP, Cross AJ, Ezzati M, et al. Trends in predominant causes of death in individuals with and without diabetes in England from 2001 to 2018: an epidemiological analysis of linked primary care records. *Lancet Diabetes Endocrinol*. 2021;9(3):165-73. [https://doi.org/10.1016/S2213-8587\(20\)30431-9](https://doi.org/10.1016/S2213-8587(20)30431-9)
16. Oraka CS, Faustino DM, Oliveira E, Teixeira JAM, Souza ASP, Luiz OC. Race and obesity in the black female population: a scoping review. *Saúde Soc*. 2020;29(3). <https://doi.org/10.1590/S0104-12902020191003>
17. Marques MV, Santos SSAN, Lima MV, Matos MKM, Pereira SM, Amador AE. Spatial distribution of diabetes mortality in Brazil. *Cad Saúde Pública*. 2020;8(3). <https://doi.org/10.18316/sdh.v8i3.6135>
18. Malta DC, Ducan BB, Schmidt MI, Machado IE, Silva AG, Bernal RTI, et al. Prevalence of diabetes mellitus as determined by glycated hemoglobina in the Brazilian adult population, National Health Survey. *Rev Bras Epidemiol*. 2019;22(2):e190006. <https://doi.org/10.1590/1980-549720190006.supl.2>
19. Tonaco LAB, Vieira MAS, Gomes CS, Rocha FL, Oliveira-Figueiredo DST, Malta DC, et al. Social vulnerability associated with the self-reported diagnosis of type II diabetes: a multilevel analysis. *Rev Bras Epidemiol*. 2021;24(1). <https://doi.org/10.1590/1980-549720210010.supl.1>
20. Cleveland JC, Espinoza J, Holzhausen EA, Goran MI, Alderete TL. The impact of social determinants of health on obesity and diabetes disparities among Latino communities in Southern California. *BMC Public Health*. 2023;23(1):37. <https://doi.org/10.1186/s12889-022-14868-1>
21. Istilli PT, Arroyo LH, Lima RAD, Pereira MCA, Zanetti ML, Arcêncio RA, et al. Premature mortality from chronic non-communicable diseases according to social vulnerability. *Mundo Saúde*. 2021;45:187-94. <https://doi.org/10.15343/0104-7809.202145187194>
22. Pourfarzi F, Rezaei S, Malekzadeh R, Etemadi A, Zahirian Moghadam M, Zandian H. Socio-economic inequality in prevalence of type 2 diabetes among adults in north-west of Iran: a Blinder-Oaxaca decomposition. *J Diabetes Metab Disord*. 2022;21(2):1519-29. <https://doi.org/10.1007/s40200-022-01093-1>
23. Bernal RTI, Mendes MSF, Carvalho QH, Pell J, Dundas R, Leyland A, et al. Indicators of chronic noncommunicable diseases in women of reproductive age that are beneficiaries and non-beneficiaries of Bolsa Família. *Rev Bras Epidemiol*. 2019;22(2). <https://doi.org/10.1590/1980-549720190012.supl.2>
24. Lin X, Xu Y, Pan X, Xu J, Ding Y, Sun X, et al. Global, regional, and national burden and trend of diabetes in 195 countries and territories: an analysis from 1990 to 2025. *Sci Rep*. 2020;10:14790. <https://doi.org/10.1038/s41598-020-71908-9>
25. Cerqueira MMBF, Maia HMSF, Mercês MC, Natividade MS, Almeida OS, Santana EF, et al. Complications related to diabetic foot ulcer and associated social vulnerability factors at a referral centre in Brazil. *J Wound Care*. 2022;31(11):946-60. <https://doi.org/10.12968/jowc.2022.31.11.946>
26. Hu L, Jin X, Li Y, Wang H, Yang D, Zhang Z, et al. Perspective of people with type 2 diabetes toward self-management: qualitative study based on web crawler data. *J Med Internet Res*. 2023;25:e39325. <https://doi.org/10.2196/39325>
27. Ruiz SH, Durán MVR, Fernández BB, García PA, Fernández JF, Cano VMJ, et al. Assessment of Diabetic Foot Prevention by Nurses. *Nurs Rep*. 2023;13(1):73-84. <https://doi.org/10.3390/nursrep13010008>
28. Hills S, Terry D, Gazula S, Browning C. Practice nurses' communication with people living with type 2 diabetes: a scoping review. *Patient Educ Couns*. 2022;105(8):2664-70. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2022.03.024>

29. Teixeira CRS, Istilli PT, Arroyo LH, Arcêncio RA, Lima RAD, Zanetti ML, et al. Social determinants and premature mortality for non-communicable chronic disease: a scoping review. *Cienc Cuid Saude*. 2020;19:e50398. <https://doi.org/10.4025/ciencucidsaude.v19i0.50398>
30. Castellanos PL. O ecológico na epidemiologia. In: Almeida N Filho, Barreto ML, Veras RP, Barata RB, orgs. *Teoria epidemiológica hoje: fundamentos, interfaces, tendências*. Rio de Janeiro: FIOCRUZ; 1998. p. 129-48.

Contribuição dos autores

Concepção e desenho da pesquisa: Thiago Santos Garces, Lara Lúcia Ventura Damasceno, Virna Ribeiro Feitosa Cestari, Maria Lúcia Duarte Pereira, Thereza Maria Magalhães Moreira. **Obtenção de dados:** Thiago Santos Garces, Lara Lúcia Ventura Damasceno, George Jó Bezerra Sousa, Thereza Maria Magalhães Moreira. **Análise e interpretação dos dados:** Thiago Santos Garces, Lara Lúcia Ventura Damasceno, George Jó Bezerra Sousa, Virna Ribeiro Feitosa Cestari, Maria Lúcia Duarte Pereira, Thereza Maria Magalhães Moreira. **Análise estatística:** Thiago Santos Garces, Lara Lúcia Ventura Damasceno, George Jó Bezerra Sousa, Virna Ribeiro Feitosa Cestari, Maria Lúcia Duarte Pereira, Thereza Maria Magalhães Moreira. **Redação do manuscrito:** Thiago Santos Garces, Lara Lúcia Ventura Damasceno, Virna Ribeiro Feitosa Cestari, Maria Lúcia Duarte Pereira, Thereza Maria Magalhães Moreira. **Revisão crítica do manuscrito quanto ao conteúdo intelectual importante:** Thiago Santos Garces, Lara Lúcia Ventura Damasceno, George Jó Bezerra Sousa, Virna Ribeiro Feitosa Cestari, Maria Lúcia Duarte Pereira, Thereza Maria Magalhães Moreira.

Todos os autores aprovaram a versão final do texto.


Conflito de interesse: os autores declararam que não há conflito de interesse.

Recebido: 02.12.2022
Aceito: 28.05.2023

Editor Associado:
Ricardo Alexandre Arcêncio

Copyright © 2023 Revista Latino-Americana de Enfermagem
Este é um artigo de acesso aberto distribuído sob os termos da Licença Creative Commons CC BY.

Esta licença permite que outros distribuam, remixem, adaptem e criem a partir do seu trabalho, mesmo para fins comerciais, desde que lhe atribuam o devido crédito pela criação original. É a licença mais flexível de todas as licenças disponíveis. É recomendada para maximizar a disseminação e uso dos materiais licenciados.

Autor correspondente:
George Jó Bezerra Sousa
E-mail: georgejobs@hotmail.com
 <https://orcid.org/0000-0003-0291-6613>