

Privação material, desigualdades raciais e mortalidade por neoplasias de mama feminino, próstata e colo de útero na população adulta brasileira: um estudo ecológico

Material deprivation, racial inequalities and mortality from female breast, prostate, and cervical neoplasm in the Brazilian adult population: an ecological study

Privación material, desigualdades raciales y mortalidad por neoplasias de mama, próstata y cuello uterino en la población adulta brasileña: un estudio ecológico

Ana Cristina de Oliveira Costa (<https://orcid.org/0000-0001-8477-2072>)¹

Jackson Geraldo de Faria Júnior (<https://orcid.org/0009-0004-6606-9462>)²

Guilherme Lopes de Oliveira (<http://orcid.org/0000-0003-3220-6356>)³

Dandara de Oliveira Ramos (<https://orcid.org/0000-0001-9162-0456>)⁴

Rômulo Paes-Sousa (<https://orcid.org/0000-0002-3384-6657>)¹

Resumo O objetivo deste artigo é identificar a relação entre privação material e mortalidade por neoplasias de mama, colo do útero e próstata, na população adulta brasileira, e a relação existente entre raça/cor e privação material. Estudo ecológico transversal, calculou-se a taxa média de mortalidade/100.000 habitantes, com óbitos padronizados por idade e sexo e redistribuídos por causas mal definidas, estratificados por grupo etário e raça/cor. Aplicou-se o modelo Binomial Negativo, contendo a interação entre raça/cor e Índice Brasileiro de Privação (IBP). Foram analisados 85.903 óbitos, sendo mais prevalente os por neoplasias de mama. O risco de morte por neoplasia de colo do útero foi 8,5% maior para negras do que para brancas, nos demais sítios a mortalidade foi maior entre brancos. Para todas as causas com aumento da idade ocorreu aumento da mortalidade. Houve interação significativa entre raça/cor e IBP para todas as causas, apenas os óbitos por neoplasia de colo do útero aumentou com o aumento do IBP, nas demais houve redução. O IBP oferece uma visão multidimensional das condições socioeconômicas da população brasileira, permitindo melhor compreensão de como os determinantes sociais operam sobre as neoplasias selecionadas.

Palavras-chave Privação material, Racismo, Mortalidade, Neoplasias, Desigualdades sociais

Abstract This article aims to identify the relationship between material deprivation and mortality from breast, cervical, and prostate neoplasms in the Brazilian adult population and the relationship between ethnicity/skin color and material deprivation. This cross-sectional ecological study calculated the mean mortality rate per 100,000 inhabitants, and deaths were standardized by age and gender and redistributed per to ill-defined causes, stratified by age group and ethnicity/skin color. We applied the Negative Binomial model, containing the interaction between ethnicity/skin color and the Brazilian Deprivation Index (IBP). We analyzed 85,903 deaths, and the most prevalent were those due to female breast neoplasms. The risk of death from cervical cancer was 8.5% higher for Black women than white women. In other places, mortality was higher among white people. For all causes, mortality increased with age. There was a significant interaction between ethnicity/skin color and IBP for all causes. Only deaths due to cervical neoplasms increased with higher IBP, while a decline was observed in other causes but was less significant among Black people. The IBP offers a multidimensional view of the socioeconomic conditions of the Brazilian population, allowing a better understanding of how social determinants operate on selected neoplasms.

Key words Material deprivation, Racism, Mortality, Neoplasms, Social inequalities

Resumen El objetivo es Identificar la relación entre privación material y mortalidad por neoplasias de mama, cuello uterino y próstata en la población adulta brasileña, y la relación entre raza/color y privación material. Este estudio ecológico transversal calculó la tasa media de mortalidad/100.000 habitantes, con defunciones estandarizadas por edad y sexo y redistribuidas según causas mal definidas, estratificadas por grupo de edad y raza/color. Se aplicó el modelo Binomial Negativo conteniendo la interacción entre raza/color y el Índice Brasileño de Privación (IBP). Se analizaron 85.903 defunciones, siendo las más prevalentes las debidas a neoplasias de mama. El riesgo de defunción por cáncer de cuello uterino fue 8,5% mayor para mujeres negras que para blancas. En otros lugares, la mortalidad fue mayor entre las personas blancas. Para todas las causas, hubo un aumento de la mortalidad con el aumento de la edad. Se observó una interacción significativa entre raza/color e IBP para todas las causas. Solo las defunciones por neoplasia cervical aumentaron con el aumento del IBP, en las demás hubo una reducción, pero menos significativa entre las personas negras. El IBP ofrece una visión multidimensional de las condiciones socioeconómicas de la población brasileña, permitiendo una mejor comprensión de cómo los determinantes sociales operan sobre neoplasias seleccionadas.

Palabras clave Privación material, Racismo, Mortalidad, Neoplasias, Desigualdades sociales

¹ Instituto René Rachou, Fundação Oswaldo Cruz (Fiocruz Minas). Av. Augusto de Lima 1715, Barro Preto. 30190-002 Belo Horizonte MG Brasil. anafisio2009@yahoo.com.br

² Pós-Graduação em Ciência da Computação, Simon Fraser University. Burnaby BC Canadá.

³ Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais. Belo Horizonte MG Brasil.

⁴ Instituto de Saúde Coletiva, Universidade Federal da Bahia. Salvador BA Brasil.

Introdução

Em 2022, teriam ocorrido cerca de 10 milhões de mortes por neoplasias no mundo, segundo a *Global Cancer Observatory*. O crescente avanço na mortalidade por neoplasias está atrelado ao aumento na expectativa de vida e o consequente envelhecimento populacional¹, além das alterações na prevalência e na distribuição dos fatores de risco para as doenças, dentre os quais a maioria se relaciona com o desenvolvimento socioeconômico².

As neoplasias não se distribuem homogeneamente entre os diferentes grupos sociais. Isto se deve em grande parte às desigualdades na exposição aos determinantes econômicos, sociais e ambientais associados, e no acesso à prevenção, ao diagnóstico e ao tratamento das doenças, fatores estes considerados modificáveis^{3,4}. Por isso são hoje pauta das políticas de combate às desigualdades em saúde^{4,5}, com o entendimento de que se trata de uma questão de justiça social e de direitos humanos, e que geraria inclusive benefícios amplos na esfera econômica^{5,6}. Fatores não modificáveis como raça/etnia também se associam à incidência e mortalidade por diferentes tipos de neoplasias, e geralmente interseccionam-se aos fatores sociais modificáveis^{7,8}. Os estudos da relação existente entre raça/etnia e mortalidade por neoplasias na população brasileira são ainda incipientes, o que faz despertar o interesse de pesquisadores sobre a temática, para que haja maior compreensão desta relação e subsequentemente dos mecanismos de correção social.

Para se compreender as relações entre desigualdades sociais e a morbimortalidade por neoplasias, é comum o uso de indicadores unidimensionais como escolaridade⁹ e renda¹⁰. Contudo, tem crescido o uso de indicadores multidimensionais como o Índice de Desenvolvimento Humano¹¹ com o objetivo de se compreender as múltiplas determinações que concorrem na produção dessas doenças. No contexto brasileiro, é possível estudar as correlações entre os indicadores de morbimortalidade e tanto os indicadores sociodemográficos, como os de acesso aos bens e serviços de saúde, estratificando-os de acordo com atributos sociais de interesse⁵.

Na literatura, ainda são escassos os estudos que utilizam indicadores multidimensionais para medir as desigualdades na mortalidade por neoplasias¹² e a demanda por esse modelo de análise tem crescido em todo o mundo^{5,13}. Alguns autores sustentam que os indicadores

multidimensionais seriam mais eficientes na observação das desigualdades em saúde quando comparados a indicadores unidimensionais^{13,14}. Os indicadores multidimensionais mais usados no Brasil consideram tanto a pobreza medida através da renda, como outras dimensões essenciais para a dignidade social, como acesso aos serviços de saúde e de educação, e outras dimensões das condições de vida^{15,16}.

Em 2019, em face à demanda de utilização de indicadores multidimensionais construídos com base em dados do Censo Populacional e que afirmam as dimensões sociais vivenciadas por indivíduos ou grupos, o Centro de Integração de Dados e Conhecimentos para Saúde (CIDACS) lançou o Índice Brasileiro de Privação (IBP). O IBP afere a privação material, classificando-a em níveis de posição socioeconômica, em diferentes áreas geográficas do Brasil, quais sejam: setores censitários, municípios, estados, macrorregiões e Brasil. O IBP possibilita, então, a mensuração das desigualdades sociais em saúde em níveis diversos de agregação espacial. O IBP é composto pelas seguintes variáveis: renda, alfabetização, características do domicílio, e acesso aos serviços adequados de coleta de lixo, água e esgoto¹⁷.

Este estudo buscou especificamente identificar a relação existente entre privação material e mortalidade por neoplasias de mama feminino, colo do útero e próstata, que são frequentes na população brasileira e que têm seus desfechos diretamente ou indiretamente associados às condições socioeconômicas mais desfavoráveis. Além disso, buscou-se verificar a relação existente entre raça/cor e privação material, mensurada pelo IBP.

Metodologia

Foi realizado estudo ecológico transversal¹⁸, da mortalidade por neoplasias de mama feminino, colo do útero e próstata nos anos de 2009, 2010 e 2012 da população adulta brasileira com idade maior ou igual a 20 anos. Os dados demográficos e socioeconômicos por setor censitário foram extraídos da base de informações do Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 2010. Os dados de mortalidade por neoplasias foram obtidos da base de georreferenciamento de dados do CIDACS¹⁷, e classificados segundo a Classificação Internacional de Doenças da 10ª Revisão (CID-10). O período de estudo foi definido de forma a abranger o Censo Demográfico de

2010, o último censo brasileiro com microdados populacionais consolidados e disponibilizados pelo IBGE à época das análises. O ano de 2011 foi excluído do período do estudo por apresentar alto percentual de falhas de preenchimento o que permitiu o georreferenciamento de apenas 30,9% dos óbitos¹⁹. Em relação às três neoplasias consideradas, 84,03% dos óbitos registrados no Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) foram georreferenciados pelo CIDACS. Este nível de cobertura é considerado aceitável para estudos ecológicos, pois em escalas submunicipais o Brasil chega a apresentar variação de 40% a 90% de eficiência do georreferenciamento dos dados em saúde²⁰.

Aplicou-se método Bayesiano para redistribuição de óbitos com causas mal definidas nos setores censitários²¹⁻²³, considerando como referência o padrão de mortalidade por sexo (masculino e feminino), grupo etário ('20~34', '35~49', '50~69' e '70+') e raça/cor (branca, composta por indivíduos brancos e amarelos, e negra, composta por indivíduos pretos e pardos) do Brasil como um todo. A união de indivíduos brancos e amarelos^{24,25}, se deu pelo fato de o último grupo corresponder a apenas 0,59% dos óbitos analisados e por apresentarem perfil de mortalidade similares. A redistribuição Bayesiana é empregada com o intuito de minimizar a subnotificação do registro de óbitos por uma causa específica, ocasionada pela classificação destes como óbitos por causas mal definidas ou muito generalistas (códigos *garbage*), bem como para suavizar possíveis flutuações decorrentes do número reduzido de casos, especialmente quando se trata de desfechos raros ou quando a área analisada não dispõe de um número amostral considerado suficientemente grande²⁶. Neste estudo, de acordo com o Capítulo II da CID-10, os códigos *garbage* redistribuídos foram C76 (Neoplasia maligna de outras localizações e de localizações mal definidas), C79 (Neoplasia maligna secundária de outras localizações) e C80 (Neoplasia Maligna, sem Especificação de Localização) para todas as neoplasias e, adicionalmente, C55 (Neoplasia maligna do útero, porção não especificada) para a neoplasia do colo do útero.

O índice de privação material utilizado foi o IBP, medida única de privação relativa para análise de pequenas áreas (setores censitários) com potencial de agregação para outros níveis geográficos, desenvolvida pelo CIDACS em parceria com a Universidade de Glasgow-Escócia¹⁷. O objetivo do índice é verificar e comparar a privação material, que é calculado a partir

de variáveis extraídas do Censo Populacional. O IBP foi calculado através da combinação de escores-z das seguintes variáveis: porcentagem dos domicílios com renda per capita $\leq 1/2$ salário mínimo; porcentagem das pessoas não alfabetizadas, com 7 anos ou mais; e porcentagem média de pessoas com acesso inadequado a rede de esgoto, água, coleta de lixo e ausência de vaso sanitário e banheira/chuveiro. Para cada variável (x) foi calculado o escore-z usando a fórmula $z=(x-\mu)/sd$, sendo que a média (μ) e o desvio-padrão (sd) para os indicadores individuais consideram pesos relacionados ao tamanho populacional dos setores censitários. Estes escores-z foram somados e ponderados em uma única medida de privação¹⁷.

Para cada causa de mortalidade, os totais de óbitos obtidos após a redistribuição foram agregados nas 557 microrregiões do Brasil, as quais são conjuntos de municípios contíguos definidos como partes das mesorregiões que apresentam especificidades, quanto à organização do espaço²⁷, mantendo a estratificação por sexo, raça/cor e grupo etário. Para o IBP, considerou-se a média entre os setores censitários da microrregião.

A fim de explorar descritivamente os dados, foi calculada a taxa de mortalidade por 100.000 habitantes para as três neoplasias nas 557 microrregiões do Brasil. Devido à grande quantidade de unidades amostrais (combinação de microrregião, sexo, raça/cor e faixa etária) com zero óbitos pelo desfecho, modelos Poisson e Binomial Negativo com e sem ajuste por excesso de zeros foram testados para verificar a robustez e consistência das análises^{28,29}. Foram incluídos efeitos fixos de sexo, raça/cor e faixa etária considerando as categorias previamente definidas na formulação da base de dados. O IBP foi incluído no modelo a fim de se analisar o seu efeito na taxa de incidência dos desfechos. Também foi analisada a inclusão de termo de interação entre raça/cor e IBP.

As métricas AIC (*Akaike Information Criterion*), BIC (*Bayesian Information Criterion*) e RMSE (*Root Mean Squared Error*) foram usadas na seleção do melhor modelo em cada caso³⁰. Para todas as três métricas, quanto menor o seu valor, melhor o ajuste do modelo aos dados. As análises foram realizadas no *software* R³¹ com auxílio dos pacotes MASS (*Modern Applied Statistics with S*)³² para ajuste dos modelos Binomial Negativo e *pscl* (*Political Science Computational Laboratory*)³³ para ajuste dos modelos com inflação de zeros. As análises são apresentadas em tabelas com os resultados do ajuste, contendo a

estimativa do coeficiente de cada efeito incluído no modelo (Estimativa), o p-valor do teste de significância do efeito (P-valor), o Risco Relativo (RR) e seu intervalo de 95% de confiança (IC95%).

Resultados

Para todos os desfechos analisados, o modelo que melhor se ajustou aos dados foi o Binomial Negativo (BN), sem inflação de zeros e contendo a interação entre raça/cor e IBP. Tal modelo apresentou os menores valores para as métricas de qualidade de ajuste consideradas (AIC, BIC e RMSE). Foram georreferenciados um total de 85.903 óbitos pelas três condições investigadas, sendo 60,7% dos óbitos registrado entre as mulheres (para as neoplasias de mama e colo do útero). Na observação individualizada de cada neoplasia, foram observadas mortalidade por neoplasia de mama (40,52%), seguida de próstata (39,31%) e colo do útero (20,17%) (Tabela 1).

Colo do útero

Nos anos do estudo, 17.332 óbitos por neoplasias de colo do útero foram georreferenciados, sendo que 36,4% (n=203) das microrregiões não apresentaram registro de óbitos por esta neoplasia. Os resultados do ajuste do modelo aos dados de mortalidade por neoplasia de colo do útero são apresentados na Tabela 2. Estimou-se que: (i) comparado às mulheres com idade entre 20 e 34 anos, aquelas com idade entre 35 e 49 anos tem 4,827 vezes mais risco de morrer por neoplasia de colo do útero; (ii) o risco de

morrer para mulheres negras é 8,5% maior do que para as mulheres brancas; (iii) o efeito individual do IBP na presença da interação não foi significativo com 10% de significância, mas ele é relevante para o modelo já que o termo de interação do IBP com raça/cor é significativo; (iv) para as mulheres negras, quando o IBP aumenta uma unidade, o risco de morte aumenta 5,3%.

Mama

Em relação à mortalidade por neoplasia de mama, 34.805 óbitos foram georreferenciados e não houve registro de óbito por esta neoplasia em 34,9% (n=195) das microrregiões. A Tabela 2 apresenta os resultados do ajuste do modelo aos dados de mortalidade por neoplasia de mama. Estimou-se que: (i) comparado às mulheres com idade entre 20 e 34 anos, aquelas com idade entre 35 e 49 anos tem 9,132 vezes mais risco de morte por neoplasia de mama; (ii) o risco de morrer para mulheres negras é 29,2% menor do que para as mulheres brancas; (iii) para as mulheres brancas, um incremento unitário no IBP, provoca uma redução de 12,9% no risco de morrer; (iv) contudo, devido ao efeito de interação entre raça/cor e IBP, para as mulheres negras, quando o IBP aumenta uma unidade, o risco de morte diminui apenas 7,6%, ou seja, a redução é menor do que para as mulheres brancas.

Próstata

Um total de 33.766 óbitos por neoplasia de próstata foram georreferenciados no período, sendo que 53,9% (n=298) das microrregiões

Tabela 1. Caracterização descritiva da população do estudo.

	Colo do útero		Mama (feminina)		Próstata	
	Nº (%)	Taxa	Nº (%)	Taxa	Nº (%)	Taxa
População	17.332 (20,18%)	36,79	34.805 (40,52%)	55,55	33.766 (39,30%)	157,92
Faixa etária						
≥20-34	1.197 (6,9%)	21,8	1.004 (2,89%)	2,79	15 (0,04%)	0,04
35-49	4.536 (26,18%)	42,6	7.462 (21,44%)	28,1	207 (0,62%)	1,20
50-69	7.213 (41,64%)	78,4	15.823 (45,46%)	67,1	7.316 (21,67%)	43,7
70+	4.386 (25,32%)	34,3	10.516 (30,21%)	124	26.228 (77,67%)	587
Raça/Cor						
Branços (brancos/ amarelos)	8.655 (49,94%)	36,79	23.295 (66,93%)	66,6	20.074 (59,45%)	158
Negros (pretos/ pardos)	8.677 (50,06%)	4,42	11.510 (33,07%)	44,5	13.692 (40,55%)	158

Fonte: Autores.

Tabela 2. Modelo de regressão Binomial Negativo ajustado para avaliar a taxa de mortalidade por neoplasia de colo do útero, mama feminino e próstata. Brasil, 2009, 2010 e 2012.

Coeficiente	Colo do útero				Mama (feminino)				Próstata			
	Regressão Binomial negativa				Regressão Binomial negativa				Regressão Binomial negativa			
	RR	(IC95%)	Estima- tiva	P- valor	RR	(IC95%)	Estima- tiva	P- valor	RR	(IC95%)	Estima- tiva	P- valor
Constante do modelo (intercepto)	-	-	-10,076	<0,001	-	-	-10,085	<0,001	-	-	-14,305	<0,001
Idade 35-49	4,827	(4,411-5,284)	1,574	<0,001	9,132	(8,341-10,006)	2,212	<0,001	18,330	(11,168-32,522)	2,909	<0,001
Idade 50-69	9,422	(8,636-10,286)	2,243	<0,001	22,146	(20,285-24,200)	3,098	<0,001	809,422	(504,387-1413,127)	6,696	<0,001
Idade 70+	17,872	(16,333-19,567)	2,883	<0,001	40,229	(36,784-44,034)	3,695	<0,001	10558,274	(6583,876-18424,016)	9,265	<0,001
Raça/cor Negra	1,085	(1,026-1,148)	0,082	0,005	0,708	(0,676-0,741)	-0,346	<0,001	0,936	(0,892-0,981)	-0,066	0,007
IBP	1,013	(0,995-1,031)	0,013	0,153	0,871	(0,858-0,884)	-0,138	<0,001	0,919	(0,905-0,933)	-0,084	<0,001
Interação IBP: Raça/cor	1,053	(1,029-1,079)	0,052	<0,001	1,061	(1,038-1,083)	0,059	<0,001	1,062	(1,041-1,084)	0,061	<0,001

IC: Intervalo de confiança. RR: Risco Relativo.

Fonte: Autores.

não apresentaram registro de óbitos por neoplasias de próstata. A Tabela 2 apresenta os resultados para mortalidade por neoplasia de próstata. Estimou-se que: (i) comparado aos homens com idade entre 20 e 34 anos, aquelas com idade entre 35 e 49 anos tem 18,330 vezes mais risco de morrer por neoplasia de próstata; (ii) o risco de morrer para homens negros é 6,4% menor do que para os homens brancos; (iii) para um incremento unitário no IBP, o risco de morrer entre os homens brancos diminui 8,1%; (iv) contudo, devido ao efeito de interação entre raça/cor e IBP, para os homens negros, quando o IBP aumenta uma unidade, o risco de morte diminui apenas 2,3%.

A Figura 1 apresentada a distribuição espacial do IBP e das taxas de incidência mortalidade por neoplasias de colo do útero, mama e próstata por 100.000 habitantes nas microrregiões do Brasil. Pode-se visualizar que, no geral, regiões do Norte e Nordeste do país apresentam maior IBP, ou seja, são populações expostas a uma maior privação, são também localidades cuja mortalidade por neoplasia de colo do útero é mais expressiva. O mesmo não ocorre quando se trata da mortalidade por neoplasias de mama e próstata, as quais, no geral, são mais expressivas nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul que são menos privadas.

Discussão

A mortalidade pelas neoplasias estudadas não segue um padrão único de distribuição, variando entre idade, raça/cor e privação material. Compreender como ela se apresenta diante de diferentes cenários é necessário para caminhar em busca de redução da desigualdade na mortalidade.

A neoplasia de colo do útero é uma patologia ainda relevante, apesar de dispormos de tecnologias efetivas para o seu controle, sendo a quarta causa mais comum de incidência e mortalidade nas mulheres em todo o mundo³⁴. Este estudo observou que com o aumento da idade aumenta-se a mortalidade por neoplasia de colo do útero, esse achado corrobora o estudo de Arbyn *et al.*³⁴, publicado em 2020, que descrevem que a mortalidade é mais acentuada entre as mulheres com idade média de 56 anos. A mortalidade foi mais acentuada entre as mulheres negras, esse achado também foi evidenciado por Góes *et al.*³⁵, que observaram que a mortalidade entre as mulheres pretas e pardas foi 18% e 27% maior, respectivamente, quando comparada a mulheres brancas. Neste mesmo estudo a interação entre condição socioeconômica e raça/cor demonstrou que as diferenças na mortalidade eram maiores entre as mulheres que viviam em condições domiciliares mais po-

bres, na atual pesquisa a interação entre IBP e raça/cor demonstrou que o aumento da privação material está associado ao maior risco de óbito entre as mulheres negras.

A neoplasia de mama é a mais comum entre as mulheres no mundo¹. O aumento da idade é um fator que contribui para o aumento da mortalidade por essa condição e, segundo Camargo *et al.*³⁶, isso se justifica por ser essa uma doença associada à exposição prolongada aos fatores de risco, ou seja, com o aumento da idade aumenta-se o tempo de exposição aos fatores que

a sintetizam. Outra observação desta pesquisa que corrobora a literatura é o da mortalidade ser afetada pela raça, sendo mais acentuada entre as mulheres brancas. Em 2017, no estado de São Paulo, a taxa de mortalidade por 100 mil entre as mulheres brancas foi de 16,46, superior à apresentada pelas mulheres negras que foi de 9,57³⁷. Neste estudo o risco de morrer é reduzido entre os estratos econômicos mais desfavoráveis. Este achado também foi descrito por Góes *et al.*³⁵, onde mulheres vivendo em piores condições domiciliares tinham diminuído o risco de

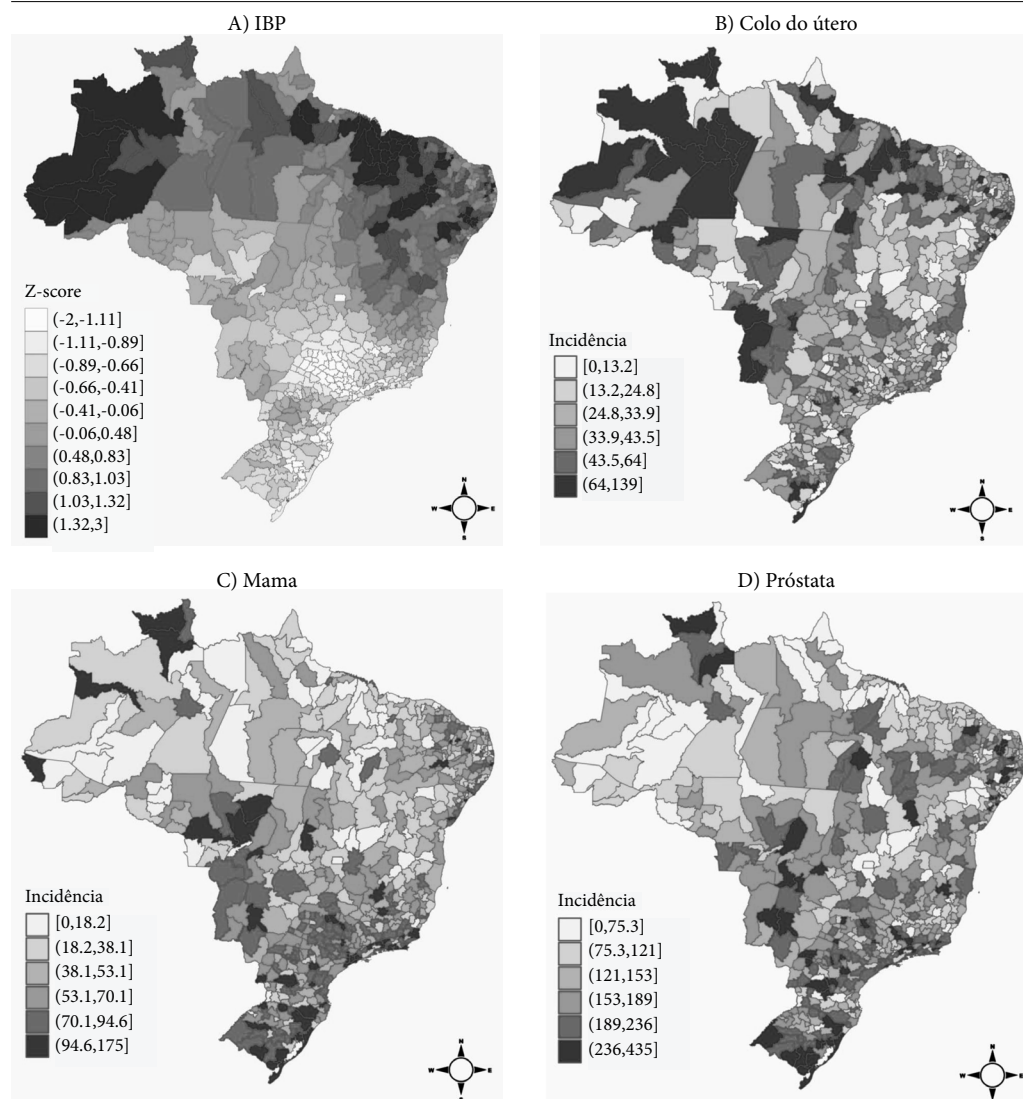


Figura 1. Espacialização do Índice Brasileiro de Privação (IBP) (A) e das taxas de incidência de óbitos por neoplasias de colo do útero (B), mama feminino (C) e próstata (D) por 100.000 habitantes nas microrregiões do Brasil, no período de 2009, 2010 e 2012.

Fonte: Autores.

mortalidade quando comparado àquelas com melhores condições. Duarte *et al.*¹⁰ também discorrem sobre o efeito social na mortalidade por neoplasia de mama, segundo o estudo no estado de Minas Gerais, localizado na região Sudeste do Brasil, as maiores taxas de mortalidade se apresentaram nas microrregiões mais desenvolvidas e urbanizadas do estado. O efeito da condição social na neoplasia de mama está associado à exposição a fatores de risco, mulheres com melhores condições socioeconômicas tendem a ter maior acesso aos contraceptivos hormonais, nuliparidade ou baixa paridade, um longo intervalo entre a menarca e a primeira gravidez, idade mais elevada no primeiro parto e paridade com taxas mais baixas de amamentação, todos estes, fatores associados ao risco de desenvolvimento de neoplasias³⁸⁻⁴⁰.

As desigualdades raciais na redução da mortalidade a partir do aumento da privação material ocorreu para mulheres brancas em maior proporção do que para mulheres negras, isso pode ser explicado pelo fato de que mesmo em condições precárias mulheres negras e brancas tendem a ter o acesso ao diagnóstico e tratamento em estágios diferenciados, o que impacta diretamente à mortalidade. Em 2019, pesquisa de dos-Santos-Silva *et al.*⁴¹ observa que o diagnóstico em estágio avançado de neoplasia de mama foi mais prevalente entre mulheres pretas e pardas com pouca ou nenhuma educação formal, corroborando a esse achado tem-se a pesquisa de Santos *et al.*⁴², que reafirma que mulheres pretas e pardas são as mais diagnosticadas tardiamente. Em 2019, pesquisa de Cabral *et al.*⁴³ mostra que mulheres negras com baixa escolaridade e atendida pelo sistema público de saúde tiveram 37 vezes mais chance de ter o tratamento iniciado em um período superior a 90 dias após o diagnóstico.

A neoplasia de próstata é a segunda mais comum entre os homens no Brasil⁴⁴. O aumento da idade está relacionado ao aumento da mortalidade, isso pode justificar-se pelo seu desenvolvimento lento^{45,46}. Outro dado importante, é a relação racial impactando a mortalidade. Neste estudo evidenciou-se que homens brancos têm maior risco de morrer se comparados aos negros, mas esse achado não é consensual na literatura. Em 2023, Zeng *et al.*⁴⁷ avaliaram as disparidades raciais/étnicas relatadas nos Estados Unidos, concluindo que a taxa de mortalidade foi maior entre os negros. No Brasil, segundo estudo de Oliveira *et al.*⁴⁸, com dados da Pesquisa Nacional de Saúde de 2013, o diagnóstico de neoplasias foi maior entre pessoas que se declararam de raça/

cor branca, o que pode justificar o achado deste estudo, já que a incidência impacta a mortalidade. A condição de privação em que a população se encontra, também impacta a mortalidade, neste ela foi inversamente proporcional à mortalidade, esse achado não corrobora à literatura, onde populações com melhores condições socioeconômicas apresentam menor mortalidade^{49,50}. Porém, esse achado pode justificar-se pelo fato de que no Brasil pessoas vivendo em localidades com piores condições socioeconômicas têm menor acesso ao diagnóstico e ao diagnóstico em tempo oportuno⁵¹, e têm os casos sub-registrados, com pior qualidade dos dados, com alta proporção de óbitos registrados como causas mal definidas, que além de refletir condições assistenciais insatisfatórias, prejudica a identificação da real causa de morte⁵². Houve interação entre privação material e raça/cor, neste estudo, com o aumento da privação reduziu-se a mortalidade, porém essa redução é menos expressiva entre a população negra. Ou seja, mesmo em condições similares de privação homens negros e brancos tendem a ter o acesso ao diagnóstico e tratamento em estágios diferenciados. Segundo Zacchi *et al.*⁵³, homens não brancos tiveram maior propensão a ter diagnóstico em estágios mais avançados quando comparados aos homens brancos. Corroborando a isso, Souza *et al.*⁵⁴ descrevem que homens negros e com baixa escolaridade (<8 anos) tiveram maior probabilidade de apresentar doença avançada no momento do diagnóstico.

Diferentes mecanismos de desigualdades raciais afetam a mortalidade por neoplasias, destaque deve ser dado ao achado deste estudo, onde em condições similares de privação a redução da mortalidade entre negros decorrente de neoplasias de mama feminina e próstata é menos acentuada do que a redução entre brancos. Esse fato acena para a desvantagem social que pessoas negras estão submetidas no Brasil, devido ao efeito do racismo estrutural, que afeta o processo de saúde e doença⁵⁵. O racismo é considerado um sistema socialmente organizado, que causa desigualdades evitáveis e injustas de poder, recursos, capacidades e oportunidades entre grupos raciais⁵⁶. O racismo expõe os indivíduos às disparidades na exposição a fatores de risco, a barreiras sistêmicas ao rastreamento e ao tratamento, isso devido em parte às desigualdades socioeconômicas subjacentes^{35,55-58}.

Em relação ao efeito da privação sobre a mortalidade por neoplasias, as diferenças encontradas neste estudo, podem justificar-se pelo fato da variabilidade de medidas socioeconômicas utilizadas para mensurar as desigualdades,

sendo utilizadas pelos estudos primordialmente medidas unidimensionais, que não são capazes de descrever em sua totalidade a complexidade das disparidades existentes entre grupos diversificados¹³. O uso do IBP buscou unificar as diferentes dimensões das desigualdades e oferecer uma resposta mais real a respeito das condições de saúde da população brasileira.

O atual perfil etário é marcado pelo envelhecimento populacional, o que torna os indivíduos mais suscetíveis ao adoecimento e mortalidade por neoplasias, impactando diretamente o orçamento de saúde e estimulando a reorganização dos gastos e das políticas de enfrentamento às essas condições. O Brasil investiu em 2022 cerca de 3,9 bilhões de reais em tratamento oncológico⁵⁹, mas sabe-se que o investimento financeiro em saúde não garante resultados globalmente favoráveis⁶⁰. Isso fica evidente com as significativas desigualdades na incidência de tipos específicos de neoplasias e na mortalidade que acomete os diferentes estratos sociais. Ao se pensar e propor políticas de saúde que visem a redução das desigualdades, é preciso levar em consideração os contextos sociais e ambientais em que os indivíduos “nascem, crescem, trabalham, vivem e envelhecem”⁶¹, além de dispor de medidas, como o IBP, que traduzam amplamente as desigualdades. Pois há uma crescente necessidade de disseminar por meio de políticas o acesso oportuno aos serviços especializados, às medidas de prevenção, bem como a redução da exposição a fatores de risco, como o alto índice de massa corporal, baixo consumo de frutas e vegetais, falta de atividade física e uso de álcool e tabaco, que são hoje responsáveis por um terço da mortalidade por neoplasias no mundo^{62,63}.

Esse estudo destaca a utilização de uma medida composta e validada no Brasil, desenvolvida com o objetivo de suprir a lacuna nas pesquisas em saúde, decorrente da ausência de uma ferramenta que pudesse ser aplicada em diferentes níveis geográficos, porém para todo território nacional. O IBP é uma estimativa, e como tal apresenta algum grau de incerteza sobre o nível exato de privação para todas as áreas, causada por diferentes fatores como pequeno tamanho da população e diferenças na privação estimada pelos indicadores utilizados na medida. Os ganhos do IBP em termos de pesquisa em saúde se devem ao fato de que para a imensa maioria dos setores censitários (95,5%) e da população (97,5%), a incerteza é suficientemente pequena permitindo colocar a área de maneira confiável em uma categoria de privação¹⁷.

Como limitação este estudo apresenta ausência de medidas que são importantes na avaliação do efeito da privação na mortalidade por neoplasias, como acessibilidade geográfica aos serviços especializados, mensuração do tempo entre diagnóstico e início do tratamento e diferença do estágio do diagnóstico em diferentes contextos sociais. Além disso, não foi utilizado em conjunto ao IBP outro indicador ou índice de avaliação de posição socioeconômica conforme recomendado para pesquisas, por não haver uma única medida capaz de responder a todas as perguntas¹⁴. A temporalidade dos dados é outro fator limitante, atenuado pelo uso de dados censitários consolidados. Recomenda-se que essa metodologia seja replicada utilizando dados extraídos do último censo demográfico de 2022.

Colaboradores

ACO Costa: concepção, planejamento, análise, interpretação e redação do trabalho. DO Ramos: concepção, planejamento, análise, interpretação e redação do trabalho. Paes-Sousa R: concepção, planejamento, supervisão, interpretação e redação do trabalho. Todos os autores aprovaram a versão final encaminhada.

Referências

1. Bray F, Laversanne M, Sung H, Ferlay J, Siegel RL, Soerjomataram I, Jemal A. Global cancer statistics 2022: GLOBOCAN estimates of incidence and mortality worldwide for 36 cancers in 185 countries. *CA Cancer J Clin* 2024; 74(3):229-263.
2. Silva GA, Moura L, Curado MP, Gomes FS, Otero U, Rezende LF, Daumas RP, Guimarães RM, Meira KC, Leite IC, Valente JG, Moreira RI, Koifman R, Malta DC, Mello MS, Guedes TW, Boffetta P. The Fraction of Cancer Attributable to Ways of Life, Infections, Occupation, and Environmental Agents in Brazil in 2020. *PLoS One* 2016; 11(12):e0148761.
3. Coughlin SS. Social determinants of breast cancer risk, stage, and survival. *Breast Cancer Res Treat* 2019; 177(3):537-548.
4. The Lancet Regional Health-Europe. Reduce cancer inequity and inequality to reduce cancer mortality. *Lancet Reg Health Eur* 2023; 25:100591.
5. Vaccarella S, Georges D, Bray F, Ginsburg O, Charvat H, Martikainen P, Brønnum-Hansen H, Deboosere P, Bopp M, Leinsalu M, Artnik B, Lorenzoni V, De Vries E, Marmot M, Vineis P, Mackenbach J, Nusselder W. Socioeconomic inequalities in cancer mortality between and within countries in Europe: a population-based study. *Lancet Reg Health Eur* 2023; 25:100551.
6. Vineis P, Avendano-Pabon M, Barros H, Bartley M, Carmeli C, Carra L, Chadeau-Hyam M, Costa G, Delpierre C, D'Errico A, Fraga S, Giles G, Goldberg M, Kelly-Irving M, Kivimaki M, Lepage B, Lang T, Layte R, MacGuire F, Mackenbach JP, Marmot M, McCrory C, Milne RL, Muennig P, Nusselder W, Petrovic D, Polidoro S, Ricceri F, Robinson O, Stringhini S, Zins M. Special Report: The Biology of Inequalities in Health: The Lifepath Consortium. *Front Public Health* 2020; 8:118.
7. Lee MW, Vallejo A, Furey KB, Woll SM, Klar M, Roman LD, Wright JD, Matsuo K. Racial and ethnic differences in early death among gynecologic malignancy. *Am J Obstet Gynecol* 2024; 231(2):231.e1-231.e11.
8. Gupta A, Akinyemiju T. Trends in Cancer Mortality Disparities Between Black and White Individuals in the US, 2000-2020. *JAMA Health Forum* 2024; 5(1):e234617.
9. Ramos LFS, Sobrinho AR, Ribeiro LN, Martins-de-Barros AV, Maurício HA, Ferreira SJ, Carvalho MD. Racial disparity and prognosis in patients with mouth and oropharynx cancer in Brazil. *Med Oral Patol Oral Cir Bucal* 2022; 27(4):e392-e396.
10. Duarte DAP, Nogueira MC, Magalhães MC, Bustamante-Teixeira M. T. Iniquidade social e câncer de mama feminino: análise da mortalidade. *Cad Saude Colet* 2020; 28:465-476.
11. Oliveira NPD, Cancela MC, Martins LFL, Souza DLB. Spatial distribution of advanced stage diagnosis and mortality of breast cancer: Socioeconomic and health service offer inequalities in Brazil. *PLoS One* 2021; 16(2):e0246333.
12. Costa ACO, Ramos DO, Sousa RP. Indicadores de desigualdades sociais associados à mortalidade por neoplasias nos adultos brasileiros: revisão de escopo. *Cien Saude Colet* 2024; 29(8):e19602022.

13. Batista HR, Mollo MLR. A questão da desigualdade multidimensional: discutindo a construção de um indicador. *Rev Econ Contemp* 2021; 25:e212516.
14. Howe LD, Galobardes B, Matijasevich A, Gordon D, Johnston D, Onwujekwe O, Patel R, Webb EA, Lawlor DA, Hargreaves JR. Measuring socio-economic position for epidemiological studies in low- and middle-income countries: a methods of measurement in epidemiology paper. *Int J Epidemiol* 2012; 41(3):871-886.
15. Serra AS, Yalonetzky GI, Maia AG. Multidimensional Poverty in Brazil in the Early 21st Century: Evidence from the Demographic Census. *Soc Indic Res Int Interdiscip J Qual Life Meas* 2021; 154:79-114.
16. Silva JJD, Bruno MAP, Silva DBDN. Multidimensional poverty in Brazil: analysis of the period 2004-2015. *Braz J Polit Econ* 2020; 40:138-160.
17. Allik M, Leyland AH, Dundas R. Small-area Deprivation Measure for Brazil: Data Documentation [Internet]. 2020 [cited 2024 jan 15]. Available from: <https://researchdata.gla.ac.uk/980/>.
18. Freire MCM, Pattussi MP. Tipos de estudos. In: Estrela C. *Metodologia científica. Ciência, ensino e pesquisa*. 3ª ed. Porto Alegre: Artes Médicas; 2018. p. 109-127.
19. Barbosa GCG, Ali MS, Araujo B, Reis S, Sena S, Ichihara MYT, Pescarini J, Fiaccone RL, Amorim LD, Pita R, Barreto ME, Smeeth L, Barreto ML. CIDACS-RL: a novel indexing search and scoring-based record linkage system for huge datasets with high accuracy and scalability. *BMC Med Inform Decis Mak* 2020; 20(1):289.
20. Barcellos C, Tamalho WM, Gracie R, Magalhães MAFM, Fontes MP, Skaba D. Georreferenciamento de dados de saúde na escala submunicipal: algumas experiências no Brasil. *Epidemiol Serv Saude* 2008; 17(1):59-70.
21. Cavalini LT, Ponce de Leon ACM. Correção de sub-registros de óbitos e proporção de internações por causas mal definidas. *Rev Saude Publica* 2007; 41:85-93.
22. Marshall RJ. Mapping Disease and Mortality Rates Using Empirical Bayes Estimators. *J R Stat Soc Ser C Appl Stat* 1991; 40:283-294.
23. Tu S. *The Dirichlet-Multinomial and Dirichlet-Categorical models for Bayesian inference* [Internet]. 2014 [cited 2024 jan 15]. Available from: <https://stephentu.github.io/writeups/dirichlet-conjugate-prior.pdf>.
24. Coordenação de Controle de Doenças e Instituto de Saúde. Secretaria de Estado da Saúde de São Paulo. Causas de óbito segundo raça/cor e gênero no Estado de São Paulo. *Rev Saude Publica* 2005; 39:987-988.
25. Batista LE, Rehder S. *Saúde da População Negra no Estado de São Paulo. Suplemento 6 do Boletim Epidemiológico Paulista (Bepa)*. Vol. 3. São Paulo: Bepa; 2006.
26. Schmermann CP, Gonzaga MR. Bayesian Estimation of Age-Specific Mortality and Life Expectancy for Small Areas with Defective Vital Records. *Demography* 2018; 55:1363-1388.
27. Agência Nacional de Águas (ANA). *Microrregiões. Catálogo de Metadados da ANA* [Internet]. [acessado 2024 jan 15]. Disponível em: <https://metadados.snirh.gov.br/geonetwork/srv/api/records/e6dd026c-afa7-4a7c-8904-abbb86662da5>.
28. Lambert D. Zero-Inflated Poisson Regression, with an Application to Defects in Manufacturing. *Technometrics* 1992; 34:1-14.
29. Hilbe JM. *Negative binomial regression*. 2ª ed. Cambridge: Cambridge University Press; 2011.
30. Chakrabarti A, Ghosh JK. AIC, BIC and Recent Advances in Model Selection. In: Bandyopadhyay PS, Forster MR, editors. *Philosophy of Statistics*. Vol. 7. Amsterdam: North-Holland; 2011. p. 583-605.
31. R: The R Project for Statistical Computing [Internet]. [cited 2024 jan 15]. Available from: <https://www.r-project.org/>.
32. Ripley B, Venables B, Bates DM, Hornik K, Gebhardt A, Firth D. *MASS: Support Functions and Datasets for Venables and Ripley's MASS* [Internet]. 2024 [cited set 20]. Available from: <https://cran.r-project.org/web/packages/MASS/MASS.pdf>.
33. Zeileis A, Kleiber C, Jackman S. Regression Models for Count Data in R. *J Stat Softw* 2008; 27:1-25.
34. Arbyn M, Weiderpass E, Bruni L, de Sanjosé S, Sraiya M, Ferlay J, Bray F. Estimates of incidence and mortality of cervical cancer in 2018: a worldwide analysis. *Lancet Glob Health* 2020; 8(2):e191-e203.
35. Góes EF, Guimarães JMN, Almeida MDCC, Gabrielli L, Katikireddi SV, Campos AC, Matos SMA, Patrão AL, Oliveira Costa AC, Quaresma M, Leyland AH, Barreto ML, Dos-Santos-Silva I, Aquino EML. The intersection of race/ethnicity and socioeconomic status: inequalities in breast and cervical cancer mortality in 20,665,005 adult women from the 100 Million Brazilian Cohort. *Ethn Health* 2024; 29(1):46-61.
36. Camargo JDAS, Santos J, Simões TC, Carvalho JBL, Silva GWDS, Dantas ESO, Rodrigues WTDS, Freire FHMA, Meira KC. Mortality due to breast cancer in a region of high socioeconomic vulnerability in Brazil: Analysis of the effect of age-period and cohort. *PLoS One* 2021; 16(8):e0255935.
37. Marcelino AC, Gozzi B, Cardoso-Filho C, Machado H, Zeferino LC, Vale DB. Race disparities in mortality by breast cancer from 2000 to 2017 in São Paulo, Brazil: a population-based retrospective study. *BMC Cancer* 2021; 21(1):998.
38. Lyons S, Arcara J, Deardorff J, Gomez AM. Financial Strain and Contraceptive Use Among Women in the United States: Differential Effects by Age. *Womens Health Issues* 2019; 29(2):153-160.
39. Simoni MK, Mu L, Collins SC. Women's career priority is associated with attitudes towards family planning and ethical acceptance of reproductive technologies. *Hum Reprod Oxf Engl* 2017; 32(10):2069-2075.
40. Anderson KN, Schwab RB, Martinez ME. Reproductive risk factors and breast cancer subtypes: a review of the literature. *Breast Cancer Res Treat* 2014; 144(1):1-10.

41. dos-Santos-Silva I, De Stavola BL, Renna NL Junior, Nogueira MC, Aquino EML, Bustamante-Teixeira MT, Silva GA. Ethnoracial and social trends in breast cancer staging at diagnosis in Brazil, 2001-14: a case only analysis. *Lancet Glob Health* 2019; 7(6):e
42. Santos TB, Borges AKDM, Ferreira JD, Meira KC, Souza MC, Guimarães RM, Jomar RT. Prevalência e fatores associados ao diagnóstico de câncer de mama em estágio avançado. *Cien Saude Colet* 2022; 27(2):471-482.
43. Cabral ALLV, Giatti L, Casale C, Cherchiglia ML. Social vulnerability and breast cancer: differentials in the interval between diagnosis and treatment of women with different sociodemographic profiles. *Cien Saude Colet* 2019; 24(2):613-622.
44. Instituto Nacional de Câncer (INCA). *Estimativa 2023: incidência de câncer no Brasil* [Internet]. 2023 [acessado 2024 jan 15]. Disponível em: <https://www.inca.gov.br/sites/ufu.sti.inca.local/files//media/document//estimativa-2023.pdf>.
45. Evangelista FM, Melanda FN, Modesto VC, Soares MR, Neves MAB, Souza BSN, Sousa NFS, Galvão ND, Andrade ACS. Incidência, mortalidade e sobrevida do câncer de próstata em dois municípios com alto índice de desenvolvimento humano de Mato Grosso, Brasil. *Rev Bras Epidemiol* 2022; 25(Supl. 1):e220016.
46. Lima CA, Silva BEB, Hora EC, Lima MS, Brito EAC, Santos MO, Silva AM, Nunes MAP, Brito HLF, Lima MMM. Trends in prostate cancer incidence and mortality to monitor control policies in a northeastern Brazilian state. *PLoS One* 2021; 16(3):e0249009.
47. Zeng H, Xu M, Xie Y, Nawrocki S, Morze J, Ran X, Shan T, Xia C, Wang Y, Lu L, Yu XQ, Azeredo CM, Ji JS, Yuan X, Curi-Quinto K, Liu Y, Liu B, Wang T, Ping H, Giovannucci EL. Racial/ethnic disparities in the cause of death among patients with prostate cancer in the United States from 1995 to 2019: a population-based retrospective cohort study. *EClinical-Medicine* 2023; 62:102138.
48. Oliveira MM, Malta DC, Guauche H, Moura L, Silva GA. Estimativa de pessoas com diagnóstico de câncer no Brasil: dados da Pesquisa Nacional de Saúde, 2013. *Rev Bras Epidemiol* 2015; 18(Supl. 2):146-157.
49. Ribeiro AG, Ferlay J, Vaccarella S, Latorre MDRDO, Fregnani JHTG, Bray F. Cancer inequalities in incidence and mortality in the State of São Paulo, Brazil 2001-17. *Cancer Med* 2023; 12(15):16615-16625.
50. Su S-Y. Geographical variations of socioeconomic status and prostate cancer mortality in Taiwan. *Cancer Causes Control* 2021; 32(3):203-210.
51. Paulista JS, Assunção PG, Lima FLT. Acessibilidade da População Negra ao Cuidado Oncológico no Brasil: Revisão Integrativa. *Rev Bras Cancerol* 2019; 65:e-06453.
52. Costa ACO, Ferreira BH, Souza MR, Costa Filho AM, Souza AA. Análise da qualidade da informação sobre óbitos por neoplasias no Brasil, entre 2009 e 2019. *Rev Bras Epidemiol* 2022; 25:e220022.
53. Zacchi SR, Amorim MHC, Souza MAC, Miotto MHMB, Zandonade E. Associação de variáveis sociodemográficas e clínicas com o estadiamento inicial em homens com câncer de próstata. *Cad Saude Colet* 2014; 22:93-100.
54. Souza ABC, Guedes HG, Oliveira VC, de Araújo FA, Ramos CC, Medeiros KC, Araújo Jr. RF. High incidence of prostate cancer metastasis in Afro-Brazilian men with low educational levels: a retrospective observational study. *BMC Public Health* 2013; 13:537.
55. Sung H, Nisotel L, Sedeta E, Islami F, Jemal A. Racial and Ethnic Disparities in Survival Among People with Second Primary Cancer in the US. *JAMA Netw Open* 2023; 6:e2327429.
56. Paradies Y, Ben J, Denson N, Elias A, Priest N, Pieterse A, Gupta A, Kelaher M, Gee G. Racism as a Determinant of Health: A Systematic Review and Meta-Analysis. *PLoS One* 2015; 10(9):e0138511.
57. Williams DR, Lawrence JA, Davis BA, Vu C. Understanding how discrimination can affect health. *Health Serv Res* 2019; 54(Supl. 2):1374-1388.
58. Bailey ZD, Krieger N, Agénor M, Graves J, Linos N, Bassett MT. Structural racism and health inequities in the USA: evidence and interventions. *Lancet* 2017; 389(10077):1453-1463.
59. Observatório de Oncologia. *Quanto custa tratar um paciente com câncer no SUS?* [Internet]. 2024 [acessado 2024 set 15]. Disponível em: <https://observatorio-deoncologia.com.br/estudos/tratamento-em-oncologia/2024/custo-do-cancer-no-sus/#:~:text=De%20acordo%20com%20o%20levantamento,15%20para%20R%24758%2C93>.
60. Aggarwal A, Ginsburg O, Fojo T. Cancer economics, policy and politics: What informs the debate? Perspectives from the EU, Canada and US. *J Cancer Policy* 2014; 2:1-11.
61. Donkin A, Goldblatt P, Allen J, Nathanson V, Marmot M. Global action on the social determinants of health. *BMJ Glob Health* 2018; 3:e000603.
62. World Health Organization (WHO). *Global Action Plan for the Prevention and Control of Noncommunicable Diseases 2013-2020*. Geneva: WHO; 2013.
63. Instituto Nacional do Câncer (INCA). *Dieta, nutrição, atividade física e câncer: uma perspectiva global: um resumo do terceiro relatório de especialistas com uma perspectiva brasileira*. Rio de Janeiro: INCA; 2018.

Artigo apresentado em 11/02/2024

Aprovado em 10/08/2024

Versão final apresentada em 12/08/2024

Editores-chefes: Maria Cecília de Souza Minayo, Romeu Gomes, Antônio Augusto Moura da Silva