

## 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>)<sup>1</sup>  
Jackson Geraldo de Faria Júnior (<https://orcid.org/0009-0004-6606-9462>)<sup>2</sup>  
Guilherme Lopes de Oliveira (<http://orcid.org/0000-0003-3220-6356>)<sup>3</sup>  
Dandara de Oliveira Ramos (<https://orcid.org/0000-0001-9162-0456>)<sup>4</sup>  
Rômulo Paes-Sousa (<https://orcid.org/0000-0002-3384-6657>)<sup>1</sup>

**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

<sup>1</sup> 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](mailto:anafisio2009@yahoo.com.br)

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

<sup>3</sup> Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais. Belo Horizonte MG Brasil.

<sup>4</sup> Instituto de Saúde Coletiva, Universidade Federal da Bahia. Salvador BA Brasil.

## Introducción

Según el Observatorio Mundial del Cáncer, en 2022 se habrían producido alrededor de 10 millones de defunciones por cáncer en todo el mundo. El creciente aumento de la mortalidad por neoplasias está vinculado al aumento de la esperanza de vida y el consecuente envejecimiento poblacional<sup>1</sup>, además de cambios en la prevalencia y distribución de los factores de riesgo de enfermedades, la mayoría de los cuales están relacionados con el desarrollo socioeconómico<sup>2</sup>.

Las neoplasias no se distribuyen de manera homogénea entre los diferentes grupos sociales. Esto se debe en gran medida a las desigualdades en la exposición a determinantes económicos, sociales y ambientales asociados, y en el acceso a la prevención, diagnóstico y tratamiento de enfermedades, factores considerados modificables<sup>3,4</sup>. Por ello, ahora están en la agenda de las políticas para combatir las desigualdades en salud<sup>4,5</sup>, en el entendido de que se trata de una cuestión de justicia social y de derechos humanos, y que incluso generaría amplios beneficios en el ámbito económico<sup>5,6</sup>. Los factores no modificables como la raza/etnicidad también se asocian con la incidencia y la mortalidad por diferentes tipos de neoplasias y generalmente se cruzan con factores sociales modificables<sup>7,8</sup>. Los estudios sobre la relación entre raza/etnia y mortalidad por neoplasias en la población brasileña son aún incipientes, lo que despierta el interés de los investigadores sobre el tema, de modo que haya una mayor comprensión de esa relación y posteriormente de los mecanismos de ajuste social.

Para comprender las relaciones entre las desigualdades sociales y la morbilidad y mortalidad por neoplasias, es común utilizar indicadores unidimensionales como la educación<sup>9</sup> y el ingreso<sup>10</sup>. Sin embargo, ha crecido el uso de indicadores multidimensionales como el Índice de Desarrollo Humano<sup>1,11</sup> con el objetivo de comprender las múltiples determinaciones que contribuyen a la producción de estas enfermedades. En el contexto brasileño, es posible estudiar las correlaciones entre indicadores de morbilidad y mortalidad y tanto indicadores sociodemográficos como de acceso a bienes y servicios de salud, estratificándolos según atributos sociales de interés<sup>5</sup>.

En la literatura aún existen pocos estudios que utilicen indicadores multidimensionales para medir las desigualdades en la mortalidad por neoplasias<sup>12</sup> y la demanda de este modelo de

análisis ha crecido en todo el mundo<sup>5,13</sup>. Algunos autores sostienen que los indicadores multidimensionales serían más eficientes para observar las desigualdades en salud en comparación con los indicadores unidimensionales<sup>13,14</sup>. Los indicadores multidimensionales más utilizados en Brasil consideran tanto la pobreza medida mediante el ingreso como otras dimensiones esenciales para la dignidad social, como el acceso a servicios de salud y educación, y otras dimensiones de las condiciones de vida<sup>15,16</sup>.

En 2019, ante la demanda del uso de indicadores multidimensionales construidos a partir de datos del Censo de Población y que evalúen las dimensiones sociales vividas por individuos o grupos, el Centro de Integración de Datos y Conocimientos para la Salud (CIDACS) lanzó el Índice Brasileño de Privación (IBP). El IBP mide la privación material, clasificándola en niveles de posición socioeconómica, en diferentes áreas geográficas de Brasil, a saber: secciones censales, municipios, estados, macrorregiones y Brasil. El IBP permite entonces medir las desigualdades sociales en salud en diferentes niveles de agregación espacial. Se compone de las siguientes variables: ingreso, alfabetización, características del hogar y acceso a servicios adecuados de recolección de basura, agua y alcantarillado<sup>17</sup>.

Este estudio buscó específicamente identificar la relación entre privación material y mortalidad por neoplasias de mama femenina, cuello uterino y próstata, comunes en la población brasileña y cuyos resultados están directa o indirectamente asociados con las condiciones socioeconómicas más desfavorables. Además, buscamos verificar la relación entre raza/color y privación material, medida por el IBP.

## Metodología

Se realizó un estudio ecológico transversal<sup>18</sup> sobre la mortalidad por neoplasias de mama femenina, cuello uterino y próstata en los años 2009, 2010 y 2012 de la población adulta brasileña de 20 años o más. Los datos demográficos y socioeconómicos por sección censal fueron extraídos de la base de información del Censo Demográfico de 2010 del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE). Los datos de mortalidad por neoplasias se obtuvieron de la base de datos de georreferenciación CIDACS<sup>17</sup> y se clasificaron según la Clasificación Internacional de Enfermedades de la 10ª Revisión (CIE-10). El período de estudio se definió para cubrir

el Censo Demográfico de 2010, el último censo brasileño con microdatos poblacionales consolidados puestos a disposición por el IBGE en el momento del análisis. El año 2011 fue excluido del período de estudio debido a un alto porcentaje de fallas en el llenado, lo que permitió georreferenciar sólo el 30,9% de las defunciones<sup>19</sup>. En relación a las tres neoplasias consideradas, el 84,03% de las defunciones registradas en el Sistema de Información de Mortalidad (SIM) fueron georreferenciadas por el CIDACS. Este nivel de cobertura se considera aceptable para estudios ecológicos, ya que, a escalas submunicipales, Brasil puede variar del 40% al 90% en la eficiencia de georreferenciación de datos de salud<sup>20</sup>.

Se aplicó el método bayesiano para redistribuir las defunciones por causas mal definidas en los secciones censales<sup>21-23</sup>, considerando como referencia el patrón de mortalidad por sexo (masculino y femenino), grupo de edad ('20~34', '35~49', '50~69' y '70+') y raza/color (blanco, compuesto por individuos blancos y amarillos, y negro, compuesto por individuos negros y pardos) de Brasil en su conjunto. La unión de individuos blancos y amarillos<sup>24,25</sup> se debió a que este último grupo correspondió sólo al 0,59% de las defunciones analizadas y a que tenían perfiles de mortalidad similares. La redistribución bayesiana se utiliza con el objetivo de minimizar el subregistro en el registro de defunciones por una causa específica, provocada por la clasificación de estas como defunciones por causas mal definidas o muy generales (códigos basura), así como suavizar posibles fluctuaciones resultantes del reducido número de casos, especialmente cuando se trata de resultados raros o cuando el área analizada no cuenta con un tamaño de muestra considerado suficientemente grande<sup>26</sup>. En este estudio, según el Capítulo II de la CIE-10, los códigos de basura redistribuidos fueron C76 (Tumor maligno de otros sitios y de sitios mal definidos), C79 (Tumor maligno secundario de otros sitios) y C80 (Tumor maligno de sitios no especificados) para todas las neoplasias y, adicionalmente, C55 (Tumor maligno del útero, parte no especificada) para la neoplasia del cuello uterino.

El índice de privación material utilizado fue el IBP, una medida única de privación relativa para analizar áreas pequeñas (secciones censales) con potencial de agregación a otros niveles geográficos, desarrollada por CIDACS en asociación con la Universidad de Glasgow-Escocia<sup>17</sup>. El objetivo del índice es verificar y comparar la privación material, la cual se calcula en

base a variables extraídas del Censo de Población. El IBP se calculó mediante la combinación de puntajes  $z$  de las siguientes variables: porcentaje de hogares con ingreso per cápita  $\leq 1/2$  salario mínimo; porcentaje de personas analfabetas, de 7 años o más; y porcentaje promedio de personas con acceso inadecuado a alcantarillado, agua, recolección de basura y falta de sanitarios y bañeras/duchas. Para cada variable ( $x$ ), el puntaje  $z$  se calculó usando la fórmula  $z=(x-\mu)/sd$ , con la media ( $\mu$ ) y la desviación estándar ( $sd$ ) para indicadores individuales, considerando ponderaciones relacionadas con el tamaño de la población de los secciones censales. Estos puntajes  $z$  se sumaron y fueron ponderados en una única medida de privación<sup>17</sup>.

Para cada causa de mortalidad, el total de defunciones obtenidas tras la redistribución se agregó en las 557 microrregiones de Brasil, que son conjuntos de municipios contiguos definidos como partes de mesorregiones que tienen especificidades en cuanto a la organización del espacio<sup>27</sup>, manteniendo la estratificación por sexo, raza/color y grupo de edad. Para el IBP se consideró el promedio entre los secciones censales de la microrregión.

Para explorar descriptivamente los datos, se calculó la tasa de mortalidad por 100.000 habitantes para las tres neoplasias en las 557 microrregiones de Brasil. Debido al gran número de unidades de muestreo (combinación de microrregión, sexo, raza/color y grupo de edad) con cero defunciones debido al resultado, se probaron los modelos Poisson y Binomial Negativo con y sin ajuste por exceso de ceros para verificar la solidez y consistencia de los análisis<sup>28,29</sup>. Se incluyeron efectos fijos de sexo, raza/color y grupo de edad considerando las categorías previamente definidas en la formulación de la base de datos. El IBP se incluyó en el modelo para analizar su efecto sobre la tasa de incidencia de los resultados. También se analizó la inclusión de un término de interacción entre raza/color y IBP.

Para seleccionar el mejor modelo en cada caso se utilizaron las métricas AIC (*Akaike Information Criterion*), BIC (*Bayesian Information Criterion*) y RMSE (*Root Mean Squared Error*)<sup>30</sup>. Para las tres métricas, cuanto menor sea su valor, mejor se ajustará el modelo a los datos. Los análisis se realizaron en el software R<sup>31</sup> con los paquetes MASS (*Modern Applied Statistics with S*)<sup>32</sup> para ajustar los modelos Binomial Negativo y *pscl* (*Political Science Computational Laboratory*)<sup>33</sup> para ajustar los modelos con inflado de ceros. Los análisis se presentan en tablas con los resultados del ajuste, que contienen el coe-

ficiente estimado para cada efecto incluido en el modelo (Estimación), el p-valor de la prueba de significancia del efecto (P-valor), el Riesgo Relativo (RR) y sus 95% intervalo de confianza (IC del 95%).

## Resultados

Para todos los resultados analizados, el modelo que mejor se ajusta a los datos fue el Binomial Negativo (BN), sin inflación y que contiene la interacción color/color e PI. Este modelo presenta los valores más bajos para las métricas de bondad de ajuste consideradas (AIC, BIC y RMSE). Se georreferenciaron un total de 85.903 enfermedades para las tres patologías investigadas, registrando el 60,7% de las enfermedades entre las mujeres (por neoplasias de mama y de útero). En la observación individual de cada neoplasia se observó mortalidad por cáncer de mama (40,52%), seguido del cáncer de próstata (39,31%) y cáncer de útero (20,17%) (Tabla 1).

### Cuello uterino

Durante los años del estudio se georreferenciaron 17.332 defunciones por neoplasias de cuello uterino, siendo que el 36,4% (n=203) de las microrregiones no tienen registro de defunciones por esta neoplasia. Los resultados del ajuste del modelo a los datos sobre mortalidad por neoplasia cervical se presentan en la Tabla 2. Se estimó que: (i) las mujeres de 35 a 49 años tienen 4.827 veces mayor riesgo de morir por cáncer de cuello uterino que aquellas de 20 a 34 años; (ii) el riesgo de morir para las mujeres

negras es un 8,5% mayor que para las mujeres blancas; (iii) el efecto individual del IBP en presencia de la interacción no fue significativo al 10% de significancia, pero es relevante para el modelo ya que el término de interacción del IBP con raza/color es significativo; (iv) el riesgo de defunción aumenta en un 5,3% para las mujeres negras para aumento unitario del IBP.

### Mama

Respecto a la mortalidad por neoplasia de mama, se georreferenciaron 34.805 defunciones y no se registró defunción por esta neoplasia en el 34,9% (n=195) de las microrregiones. La Tabla 2 presenta los resultados del ajuste del modelo a los datos de mortalidad por cáncer de mama. Se estimó que: (i) las mujeres de 35 a 49 años tienen 9.132 veces mayor riesgo de morir por cáncer de mama que aquellas de 20 a 34 años; (ii) el riesgo de morir para las mujeres negras es un 29,2% menor que para las mujeres blancas; (iii) cada aumento unitario del IBP provoca una reducción del 12,9% en el riesgo de morir para las mujeres blancas; (iv) sin embargo, debido al efecto de interacción entre raza/color y el IBP, el riesgo de defunción disminuye solo un 7,6% para las mujeres negras para cada aumento unitario del IBP; es decir, la reducción es menor que para las mujeres blancas.

### Próstata

Un total de 33.766 defunciones por neoplasia de próstata fueron georreferenciadas en el período, siendo que el 53,9% (n=298) de las microrregiones no tienen registro de defunciones

**Tabla 1.** Caracterización descriptiva de la población de estudio.

	Cuello uterino		Mama (femenina)		Próstata	
	Nº (%)	Taxa	Nº (%)	Taxa	Nº (%)	Taxa
Población	17.332 (20,18%)	36,79	34.805 (40,52%)	55,55	33.766 (39,30%)	157,92
Grupo etario						
≥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
Raza/Color						
Blancos (blancos/ amarillos)	8.655 (49,94%)	36,79	23.295 (66,93%)	66,6	20.074 (59,45%)	158
Negros (prietos/ pardos)	8.677 (50,06%)	4,42	11.510 (33,07%)	44,5	13.692 (40,55%)	158

Fuente: Autores.

**Tabla 2.** Modelo de regresión Binomial Negativa ajustado para evaluar la tasa de mortalidad por neoplasias de cuello uterino, mama femenina y próstata, Brasil, 2009, 2010 y 2012.

Coeficiente	Cuello uterino				Mama (femenina)				Próstata			
	Regresión Binomial negativa				Regresión Binomial negativa				Regresión Binomial negativa			
	RR	(IC95%)	Estimación	P-valor	RR	(IC95%)	Estimación	P-valor	RR	(IC95%)	Estimación	P-valor
Constante del modelo (intercepto)	-	-	-10,076	<0,001	-	-	-10,085	<0,001	-	-	-14,305	<0,001
Edad 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
Edad 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
Edad 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
Raza/color 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
Interacción IBP: Raza/color	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 confianza. RR: Riesgo Relativo.

Fuente: Autores.

por neoplasias de próstata. La Tabla 2 presenta los resultados de mortalidad por cáncer de próstata. Se estimó que: (i) los hombres de 35 a 49 años tienen 18.330 veces más riesgo de morir por cáncer de próstata que aquellos de 20 a 34 años; (ii) el riesgo de morir para los hombres negros es un 6,4% menor que para los hombres blancos; (iii) el riesgo de morir entre los hombres blancos disminuye en un 8,1% para cada aumento unitario del IBP; (iv) sin embargo, debido al efecto de interacción entre raza/color y el IBP, el riesgo de muerte para los hombres negros disminuye solo un 2,3% para cada aumento unitario del IBP.

La Figura 1 muestra la distribución espacial del IBP y las tasas de incidencia de mortalidad por neoplasias de cuello uterino, mama y próstata por 100.000 habitantes en microrregiones de Brasil. Se puede observar que, en general, las regiones del Norte y Noreste del país tienen mayor IBP; es decir, son poblaciones expuestas a mayores privaciones y también son localidades donde la mortalidad por neoplasia cervical es más significativa. No ocurre lo mismo con la mortalidad por neoplasias de mama y próstata, que, en general, son más significativas en las regiones Centro-Oeste, Sudeste y Sur, que son menos desfavorecidas.

## Discusión

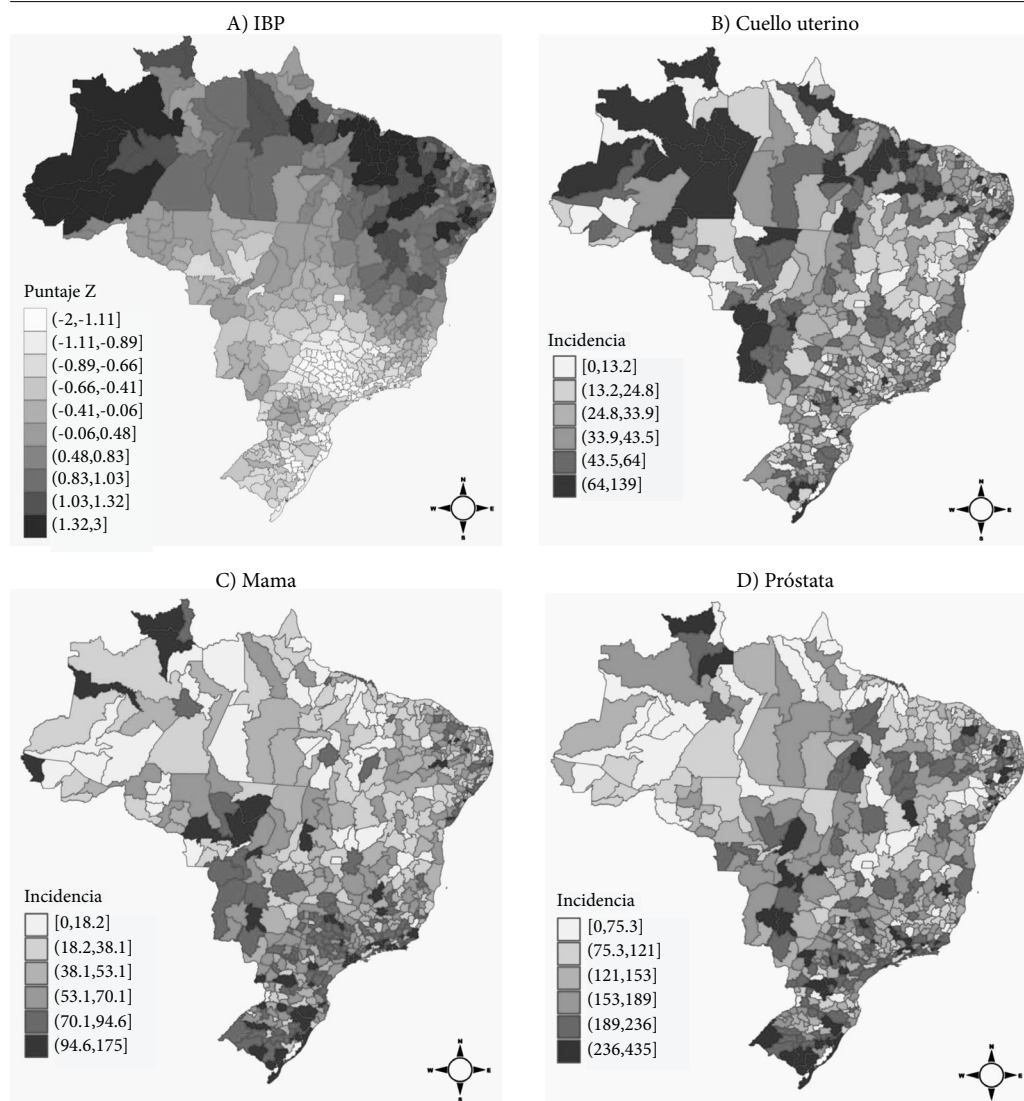
La mortalidad por las neoplasias estudiadas no sigue un patrón de distribución único, variando entre edad, raza/color y privación material. Es necesario comprender cómo se presenta en diferentes escenarios para avanzar hacia la reducción de la desigualdad en la mortalidad.

La neoplasia cervical sigue siendo una patología relevante, a pesar de que contamos con tecnologías efectivas para controlarla, siendo la cuarta causa más común de incidencia y mortalidad en mujeres a nivel mundial<sup>34</sup>. Este estudio observó que la mortalidad por neoplasia cervical a medida que aumenta la edad. Este hallazgo corrobora el estudio de Arbyn *et al.*<sup>34</sup>, que describe que la mortalidad es más pronunciada entre las mujeres con una edad promedio de 56 años. La mortalidad fue más pronunciada entre las mujeres negras, este hallazgo también fue evidenciado por Góes *et al.*<sup>35</sup>, quienes observaron que la mortalidad entre las mujeres negras y mestizas era 18% y 27% mayor, respectivamente, en comparación con las mujeres blancas. En este mismo estudio, la interacción entre el nivel socioeconómico y la raza/color demostró que las diferencias en la mortalidad eran mayores entre las mujeres que vivían en condiciones familiares

más pobres. En la investigación actual, la interacción entre el IBP y la raza/color demostró que el aumento de las privaciones materiales se asocia con un mayor riesgo de muerte entre las mujeres negras.

El cáncer de mama es el más común entre las mujeres en el mundo<sup>1</sup>. El aumento de la edad es un factor que contribuye al aumento de la mortalidad por esta condición, y según Camargo *et al.*<sup>36</sup>, esto se justifica porque se trata de una enfermedad asociada a una exposición prolongada a factores de riesgo; es decir, con el aumento de

la edad, se incrementa el tiempo de exposición a los factores que la sintetizan. Otra observación de esta investigación que corrobora la literatura es que la mortalidad se ve afectada por la raza, siendo más pronunciada entre las mujeres blancas. En 2017, en São Paulo, la tasa de mortalidad por 100.000 entre las mujeres blancas fue de 16,46, superior a la presentada por las mujeres negras, que fue de 9,5737. En este estudio se reduce el riesgo de morir entre los estratos económicos más desfavorables. Este hallazgo también fue descrito por Góes *et al.*<sup>35</sup>, donde las mujeres



**Figura 1.** Espacialización del Índice Brasileño de Privación (IBP) (A) y las tasas de incidencia de defunciones por neoplasias de cuello uterino (B), mama femenina (C) y próstata (D) por 100.000 habitantes en las microrregiones de Brasil, en 2009, 2010 y 2012.

Fuente: Autores.

que vivían en peores condiciones del hogar tenían un riesgo reducido de mortalidad en comparación con aquellas con mejores condiciones. Duarte *et al.*<sup>10</sup> también analizan el efecto social en la mortalidad por neoplasia de mama. Según el estudio en Minas Gerais en la región sureste de Brasil, las mayores tasas de mortalidad se hallaron en las microrregiones más desarrolladas y urbanizadas del estado. El efecto del estatus social sobre la neoplasia de mama se asocia con la exposición a factores de riesgo. Las mujeres con mejores condiciones socioeconómicas tienden a tener mayor acceso a anticonceptivos hormonales, nuliparidad o baja paridad, intervalo largo entre la menarquia y el primer embarazo, edad avanzada alta en el primer nacimiento y paridad con tasas más bajas de lactancia materna, todos estos factores asociados con el riesgo de desarrollar neoplasias<sup>38-40</sup>.

Las desigualdades raciales en la reducción de la mortalidad por el aumento de las privaciones materiales se dieron en mayores proporciones entre las mujeres blancas que entre las mujeres negras; esto puede explicarse por el hecho de que incluso en condiciones precarias, las mujeres blancas y negras tienden a tener acceso al diagnóstico y al tratamiento en diferentes etapas, lo que impacta directamente en la mortalidad. En 2019, una investigación de *dos-Santos-Silva et al.*<sup>41</sup> observó que el diagnóstico de cáncer de mama en estadio avanzado era más prevalente entre mujeres negras y mestizas con poca o ninguna educación formal, lo que corrobora este hallazgo en una investigación de Santos *et al.*<sup>42</sup>, que reafirma que las mujeres negras y mestizas son las más diagnosticadas tardíamente. En 2019, una investigación de Cabral *et al.*<sup>43</sup> muestra que las mujeres negras con bajo nivel educativo y atendidas por el sistema de salud público tenían 37 veces más probabilidades de que el tratamiento comenzara más de 90 días después del diagnóstico.

La neoplasia de próstata es la segunda más común entre los hombres en Brasil<sup>44</sup>. El aumento de la edad se relaciona con una mayor mortalidad, lo que puede explicarse por su lento desarrollo<sup>45,46</sup>. Otro hecho importante es la relación racial que impacta la mortalidad. Este estudio demostró que los hombres blancos tienen un mayor riesgo de morir en comparación con los hombres negros, pero este hallazgo no es consensuado en la literatura. En 2023, Zeng *et al.*<sup>47</sup> evaluaron las disparidades raciales/étnicas reportadas en Estados Unidos y concluyeron que la tasa de mortalidad era mayor entre las personas de raza negra. En Brasil, según un

estudio de Oliveira *et al.*<sup>48</sup>, con datos de la Encuesta Nacional de Salud de 2013, el diagnóstico de neoplasias fue mayor entre las personas que se declararon blancas, lo que puede justificar el hallazgo de este estudio, ya que la incidencia impacta la mortalidad. La condición de privación en la que se encuentra la población también impacta la mortalidad, en la cual fue inversamente proporcional a la mortalidad. Este hallazgo no corrobora la literatura, donde las poblaciones con mejores condiciones socioeconómicas tienen menor mortalidad<sup>49,50</sup>. Sin embargo, este hallazgo puede justificarse por el hecho de que en Brasil las personas que viven en localidades con peores condiciones socioeconómicas tienen menos acceso al diagnóstico y diagnóstico oportuno<sup>51</sup> y tienen casos subregistrados, con peor calidad de datos, con una alta proporción de defunciones registradas como causas mal definidas, que además de reflejar condiciones de atención insatisfactorias, dificulta la identificación de la causa real de la defunción<sup>52</sup>. Hubo una interacción entre la privación material y la raza/color; en este estudio, se redujo la mortalidad al aumentar la privación, pero esta reducción es menos significativa entre la población negra. En otras palabras, incluso en condiciones similares de privación, los hombres blancos y negros tienden a tener acceso al diagnóstico y tratamiento en diferentes etapas. Según Zacchi *et al.*<sup>53</sup>, los hombres no blancos tenían más probabilidades de tener un diagnóstico en etapas más avanzadas en comparación con los hombres blancos. Corroborando esto, de-Souza *et al.*<sup>54</sup> describen que los hombres negros con bajo nivel educativo (<8 años) tenían más probabilidades de tener la enfermedad avanzada en el momento del diagnóstico.

Diferentes mecanismos de desigualdad racial afectan la mortalidad por neoplasias; se debe dar énfasis al hallazgo de este estudio, donde en condiciones similares de privación la reducción de la mortalidad entre las personas de raza negra como resultado de neoplasias de mama y próstata femeninas es menos pronunciada que la reducción entre gente blanca. Este hecho apunta a la desventaja social a la que están sometidos los negros en Brasil, debido al efecto del racismo estructural, que afecta el proceso de salud y enfermedad<sup>55</sup>. El racismo se considera un sistema socialmente organizado que provoca desigualdades evitables e injustas de poder, recursos, capacidades y oportunidades entre grupos raciales<sup>56</sup>. El racismo expone a las personas a disparidades en la exposición a factores de riesgo y barreras sistémicas para la detección y

el tratamiento, debido en parte a desigualdades socioeconómicas subyacentes<sup>35,55-58</sup>.

Respecto al efecto de las privaciones sobre la mortalidad por neoplasias, las diferencias encontradas en este estudio pueden justificarse por la variabilidad de las medidas socioeconómicas utilizadas para medir las desigualdades, siendo que los estudios utilizan principalmente medidas unidimensionales que no son capaces de describir en su totalidad la complejidad de las disparidades que existen entre diversos grupos<sup>13</sup>. El uso del IBP buscó unificar las diferentes dimensiones de las desigualdades y ofrecer una respuesta más real sobre las condiciones de salud de la población brasileña.

El perfil de edad actual está marcado por el envejecimiento poblacional, lo que hace que los individuos sean más susceptibles a enfermedades y mortalidad por neoplasias, impactando directamente en el presupuesto de salud y fomentando la reorganización del gasto y las políticas para combatir estas condiciones. En 2022, Brasil invirtió alrededor de 3,9 mil millones de reales en el tratamiento del cáncer<sup>59</sup>, pero se sabe que la inversión financiera en salud no garantiza resultados globalmente favorables<sup>60</sup>. Esto se evidencia en las importantes desigualdades en la incidencia de tipos específicos de neoplasias y en la mortalidad que afecta a los diferentes estratos sociales. Al pensar y proponer políticas de salud orientadas a reducir las desigualdades, es necesario tener en cuenta los contextos sociales y ambientales en los que los individuos “nacem, crecen, trabajan, viven y envejecen”<sup>61</sup>, además de contar con medidas como el IBP, que reflejan ampliamente las desigualdades. Existe una creciente necesidad de difundir, mediante políticas, el acceso oportuno a servicios especializados, medidas de prevención, así como la reducción de la exposición a factores de riesgo, como el alto índice de masa corporal, el

bajo consumo de frutas y verduras, la falta de actividad física y el consumo de alcohol y tabaco, que actualmente son responsables de un tercio de la mortalidad por neoplasias en el mundo<sup>62,63</sup>.

Este estudio destaca el uso de una medida compuesta validada en Brasil, desarrollada con el objetivo de llenar el vacío en la investigación en salud resultante de la ausencia de una herramienta que pueda ser aplicada en diferentes niveles geográficos, pero para todo el territorio nacional. El IBP es una estimación y, como tal, presenta cierto grado de incertidumbre sobre el nivel exacto de privación para todas las áreas causada por diferentes factores como el pequeño tamaño de la población y las diferencias en la privación estimada por los indicadores utilizados en la medición. Los avances del IBP en términos de investigación en salud se deben al hecho de que para la gran mayoría de las secciones censales (95,5%) y la población (97,5%), la incertidumbre es lo suficientemente pequeña, permitiendo ubicar al área en una categoría confiable de privación<sup>17</sup>.

Como limitación, este estudio presenta la falta de medidas que sean importantes para evaluar el efecto de la privación sobre la mortalidad por neoplasias, como la accesibilidad geográfica a servicios especializados, la medición del tiempo entre el diagnóstico y el inicio del tratamiento y la diferencia en la etapa del diagnóstico en diferentes contextos sociales. Además, no se utilizó ningún otro indicador o índice para evaluar la posición socioeconómica junto con el IBP como se recomienda para la investigación, ya que no existe una medida única capaz de responder a todas las preguntas<sup>14</sup>. La temporalidad de los datos es otro factor limitante, mitigado por el uso de datos censales consolidados. Se recomienda replicar esta metodología utilizando datos extraídos del último censo demográfico de 2022.



## Colaboradores

ACO Costa: concepção, planificação, análise, interpretação y redacción del trabajar. DO Ramos: concepção, planificação, análise, interpretação y redacción del trabajar. R Paes-Souza: concepção, planificação, supervisión, interpretación y redacción. de trabajo. Todos los autores aprobaron la versión final enviada.

## Referencias

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, Renha 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/documento/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.

Artículo presentado en 11/02/2024

Aprobado en 10/08/2024

Versión final presentada en 12/08/2024

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