Gaceta Sanitaria 40 (2026) 102549

Original

Relación entre el índice de privación y los sucesos adversos en cáncer colorrectal y de mama en el País Vasco

Nerea González-Hernández[a,b,c,*], María José Legarreta[a,b,c], Urko Aguirre[b,c], Susana García-Gutiérrez[b,c], Eduardo Millán Ortuondo[a,c,d], Nere Larrea[a,b,c] y José María Quintana[b,c]

[a] *Biosistemak Instituto de Investigación en Sistemas de Salud, Bilbao, España*
[b] *Osakidetza, Hospital Universitario Galdakao – Usansolo, Unidad de Investigación, Usansolo (Vizcaya), España*
[c] *Red de Investigación en Cronicidad, Atención Primaria y Promoción de la Salud (RICAPPS), España*
[d] *Osakidetza, Dirección General, Subdirección de Calidad y Sistemas de Información, Vitoria-Gasteiz, España*

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:
Recibido el 27 de junio de 2025
Aceptado el 6 de noviembre de 2025

Palabras clave:
Índice de privación
Cáncer
Mortalidad
Recidiva
Reingreso

RESUMEN

Objetivo: Analizar la relación entre el índice de privación y la mortalidad, los reingresos y las recidivas en dos cohortes de pacientes con cáncer en el País Vasco.
Método: Estudio observacional analítico en dos cohortes, de cáncer colorrectal y de mama. Los pacientes con cáncer colorrectal fueron reclutados en ocho hospitales del Servicio Vasco de Salud - Osakidetza, entre junio de 2010 y diciembre de 2012. Las pacientes con cáncer de mama fueron reclutadas en seis hospitales del Servicio Vasco de Salud - Osakidetza entre abril de 2013 y mayo de 2015. Se recogieron datos sociodemográficos y clínicos al inicio del estudio y 1, 2, 3 y 5 años después de la cirugía en la primera cohorte, y al inicio del estudio y 2 años después del diagnóstico en la segunda.
Resultados: En los análisis bivariados, el índice de privación no mostró relación con ninguno de los tres parámetros estudiados en ninguno de los periodos de seguimiento en la cohorte de cáncer colorrectal. En la cohorte de cáncer de mama se encontró una asociación estadísticamente significativa entre el índice de privación y la recidiva, siendo más elevada en los quintiles 1 y 5 (p = 0,001), y en la probabilidad de reingreso, siendo mayor en los quintiles 1, 2 y 3 (p = 0,001). En los análisis multivariantes no se encontraron diferencias según el índice de privación en ninguno de los resultados estudiados en ninguna de las dos cohortes.
Conclusiones: En este estudio no se encontraron diferencias significativas en mortalidad, recidivas ni reingresos según el índice de privación.

© 2025 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

Association between social deprivation index and adverse events in colorectal and breast cancer in the Basque Country

Keywords:
Deprivation index
Cancer
Mortality
Recurrence
Readmission

ABSTRACT

Objective: To analyze the relationship between deprivation index and mortality, readmissions, and recurrences in two cohorts of cancer patients in the Basque Country.
Method: Analytical observational study in two cohorts, colorectal cancer and breast cancer. Patients with colorectal cancer were recruited from eight hospitals in the Basque Health Service - Osakidetza between June 2010 and December 2012. Patients with breast cancer were recruited from six hospitals in the Basque Health Service - Osakidetza between April 2013 and May 2015. Sociodemographic and clinical data were collected at the start of the study and 1, 2, 3, and 5 years after surgery in the first cohort, and at the start of the study and 2 years after diagnosis in the second cohort.
Results: In the bivariate analyses, the deprivation index showed no relationship with any of the three parameters studied in any of the follow-up periods in the colorectal cancer cohort. In the breast cancer cohort, a statistically significant association was found between the deprivation index and recurrence, which was higher in quintiles 1 and 5 (p = 0.001), and in the probability of readmission, which was higher in quintiles 1, 2, and 3 (p = 0.001). In the multivariate analyses, no differences were found according to the deprivation index in any of the outcomes studied in either of the two cohorts.
Conclusions: In this study, no significant differences were found in mortality, recurrence, or readmission according to the deprivation index.

© 2025 SESPAS. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

* Autora correspondencia.
Correo electrónico: nerea.gonzalezhernandez@bio-sistemak.eus (N. González-Hernández).

https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2025.102549
0213-9111/© 2025 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

Introducción

La influencia de las desigualdades socioeconómicas en la salud, y en concreto en el cáncer, ha sido analizada tanto en el ámbito nacional como en el internacional, evaluando resultados tales como la mortalidad, el acceso y la prestación sanitaria o la participación en programas de cribado, entre otros[1–6]. Los datos muestran que la mortalidad es más elevada en las zonas socioeconómicamente más desfavorecidas[1–4] y que existe una variabilidad en el acceso a tratamientos[5,6] y en las tasas de los programas de cribado[5]. Estas desigualdades tienen un impacto en el ámbito sanitario, asociado al mayor uso de recursos sanitarios[7].

Los índices de privación constituyen una de las metodologías más empleadas para estudiar estas desigualdades. Estos índices trasladan el concepto de la falta de recursos a pequeñas áreas geográficas y aportan una manera de clasificar los territorios según su nivel de privación.

Desde los años 1980 se han desarrollado varios índices. Los más utilizados son, en el ámbito internacional, el de Townsend[8], el de Carstairs y Morris[9], el de Jarman[10], el *Index of Multiple Deprivation*[11] y el *European Social Deprivation Index*[12], y en España el Índice de Mortalidad en Áreas Pequeñas Españolas y Desigualdades Socioeconómicas y Ambientales (MEDEA)[13] y el Índice de Privación 2011 de la Sociedad Española de Epidemiología (IP2011)[14].

Al igual que se ha hecho en otras regiones de España[15,16], en el País Vasco se elaboró un índice de privación basándose en el MEDEA[13], empleando datos censales, con el objetivo de poder estudiar las desigualdades en salud de una manera adaptada al contexto local. Sin embargo, existen pocos estudios publicados hasta ahora sobre la relación del índice de privación y el cáncer en el País Vasco[17].

El objetivo del presente estudio fue comprobar si hay diferencias en la mortalidad, los reingresos y las recidivas en dos cohortes, de cáncer colorrectal y de cáncer de mama, en función del nivel socioeconómico, medido a través del índice de privación del País Vasco.

Método

Los datos utilizados para este artículo proceden de dos cohortes de pacientes. En la primera, se reclutaron pacientes diagnosticados de cáncer colorrectal tratados quirúrgicamente, en ocho hospitales del Servicio Vasco de Salud, entre junio de 2010 y diciembre de 2012. Los hospitales participantes fueron los siguientes: Hospital Galdakao-Usansolo, con 481 camas y cobertura de 330.000 habitantes; Hospital Universitario Araba, con 806 camas y cobertura de 340.000 habitantes; Hospital Universitario Basurto, con 697 camas y cobertura de 370.000 habitantes; Hospital Universitario Cruces, con 981 camas y cobertura de 170.000 habitantes de referencia; Hospital Universitario Donostia, con 1034 camas y cobertura de casi 400.000 habitantes; Hospital Bidasoa, con 96 camas y cobertura de 79.000 habitantes; Hospital de Mendaro, con 11 camas y cobertura de 76.000 habitantes; y Hospital de Zumárraga, con 118 camas y cobertura de 95.000 habitantes. Los pacientes fueron incluidos si tenían diagnóstico de cáncer de colon o recto, habían sido intervenidos y habían firmado el consentimiento informado. Los criterios de exclusión fueron tener cáncer *in situ;* tumores inoperables por su estadio avanzado, su tamaño, o por la presencia de metástasis; una afección mental o física grave que impidiera responder a los cuestionarios, o enfermedad terminal.

La segunda cohorte estuvo formada por mujeres con tumores de mama diagnosticados mediante biopsia, seleccionadas de manera consecutiva en seis hospitales del Servicio Vasco de Salud entre abril de 2013 y mayo de 2015. Los hospitales participantes fueron los siguientes: Hospital Galdakao-Usansolo, Hospital Universitario Araba, Hospital Universitario Basurto, Hospital Universitario Cruces, Hospital Universitario Donostia e Instituto Onkologikoa. Se incluyeron pacientes con cáncer de mama sintomático, así como con cáncer de mama de cribado y de intervalo. Los criterios de exclusión fueron tener diagnóstico de sarcoma, linfoma o carcinoma inflamatorio; recurrencia del cáncer de mama; enfermedad terminal, o una condición mental o física grave que impidiera participar en el estudio.

En ambas cohortes, los pacientes fueron seleccionados de las listas de espera quirúrgicas e invitados a participar. Todos firmaron el consentimiento informado antes de ser incluidos. Los proyectos fueron aprobados por los comités de ética de los hospitales participantes. En publicaciones anteriores se ofrecen más detalles sobre los estudios[18,19].

Recogida de los datos

En la cohorte de cáncer colorrectal se recogieron datos sociodemográficos, datos clínicos (incluida información sobre comorbilidad según el Índice de Comorbilidad de Charlson[20]), datos preoperatorios, datos relacionados con la intervención quirúrgica, el riesgo quirúrgico de la American Society of Anesthesiologists (ASA)[21], el estadio TNM (Tamaño del tumor, Nódulos, Metástasis) y datos relacionados con el periodo de ingreso tras la cirugía, como complicaciones, necesidad de reintervención y fallecimiento por cualquier causa. Posteriormente se recopilaron datos a los 2 y 5 años de la cirugía. La información recabada incluyó la necesidad de radioterapia, quimioterapia o ambas; los resultados de las pruebas de laboratorio; las pruebas diagnósticas realizadas; cualquier complicación o recidiva, entendida esta como la reaparición del cáncer tras un periodo de ausencia de enfermedad; los reingresos y las reintervenciones, y el fallecimiento durante el seguimiento por cualquier causa.

En la cohorte de cáncer de mama, igualmente se recogieron datos sociodemográficos y clínicos, como antecedentes y comorbilidad, y factores clínico-patológicos, como el estadio TNM, el inmunofenotipo y el tipo histológico. Se recopilaron datos a los 2 años del diagnóstico, incluyendo la presencia de recidiva tumoral, reingreso o fallecimiento durante el seguimiento por cualquier causa.

La variable principal, el índice de privación, se categorizó en quintiles y se calculó con los datos del País Vasco para los pacientes de cada cohorte por separado, asignando la sección censal correspondiente a partir del domicilio de cada paciente. Esta asignación es realizada habitualmente por el Departamento de Salud del Gobierno Vasco a todas las personas adscritas al Servicio Vasco de Salud - Osakidetza, quedando así reflejado en su historia clínica electrónica.

Análisis estadístico

La variable independiente principal, el índice de privación del País Vasco, se obtuvo aplicando la metodología MEDEA[13], a partir de cinco variables obtenidas del Instituto de Estadística de Euskadi (Eustat, 2011): desempleo, población trabajadora manual, población trabajadora eventual, nivel de instrucción insuficiente en la población de 16 y más años, y nivel de instrucción insuficiente en la población de 16 a 29 años. El índice de privación se dividió en quintiles (Q), donde Q1 representa las zonas menos desfavorecidas (nivel socioeconómico más alto) y Q5 las zonas más desfavorecidas (nivel socioeconómico más bajo).

Se estudiaron las diferencias entre los quintiles del índice de privación con las pruebas de Kruskal-Wallis para las variables continuas y de ji al cuadrado para las categóricas.

Se evaluó la necesidad de utilizar un modelo multinivel para cada variable de respuesta en ambas cohortes, estimando la

Tabla 1
Análisis bivariado para cada variable de resultado en el seguimiento a 2 años en cáncer colorrectal

Variables	Total (n = 2549)	Recidiva			Reingreso			Mortalidad		
		No (n = 1945)	Sí (n = 479)	p	No (n = 1400)	Sí (n = 1067)	p	No (n = 2198)	Sí (n = 351)	p
Índice de privación (quintiles)				0,555			0,245			0,502
Q1	336 (14,9)	254 (78,9)	68 (21,1)		184 (56,1)	144 (43,9)		293 (87,2)	43 (12,8)	
Q2	541 (24,0)	417 (81,3)	96 (18,7)		300 (57,4)	223 (42,6)		467 (86,3)	74 (13,7)	
Q3	530 (23,5)	406 (79,4)	105 (20,6)		287 (55,5)	230 (44,5)		467 (88,1)	63 (11,9)	
Q4	434 (19,2)	337 (82,4)	72 (17,6)		242 (57,8)	177 (42,2)		369 (85,0)	65 (15,0)	
Q5	415 (18,4)	310 (77,9)	88 (22,1)		244 (60,5)	159 (39,5)		351 (84,6)	64 (15,4)	
Edad paciente (media ± DE)	68,5 ± 11,0	68,1 ± 11,0	68,7 ± 10,6	0,449	68,3 ± 11,2	68,3 ± 10,6	0,653	67,8 ± 10,9	72,6 ± 11,1	< 0,001
Sexo				0,429			0,0209			0,493
Hombre	1614 (63,3)	1219 (79,7)	311 (20,3)		853 (54,6)	708 (45,4)		1386 (85,9)	228 (14,1)	
Mujer	935 (36,7)	726 (81,2)	168 (18,8)		547 (60,4)	359 (39,6)		812 (86,8)	123 (13,2)	
Índice Charlson (media ± DE)	0,9 ± 1,4	0,8 ± 1,3	1,0 ± 1,6	0,242	0,8 ± 1,3	1,0 ± 1,4	0,003	0,8 ± 1,3	1,3 ± 1,7	< 0,001
Riesgo ASA				< 0,001			< 0,001			< 0,001
I	127 (5,1)	105 (83,3)	21 (16,7)		76 (59,8)	51 (40,2)		117 (92,1)	10 (7,9)	
II	1292 (52,2)	1027 (81,8)	228 (18,2)		763 (60,1)	507 (39,9)		1172 (90,7)	120 (9,3)	
III	957 (38,7)	709 (79,2)	186 (20,8)		484 (53,0)	430 (47,0)		788 (82,3)	169 (17,7)	
IV	98 (4,0)	60 (72,3)	23 (27,7)		39 (44,3)	49 (55,7)		66 (67,4)	32 (32,6)	
Resultado de la cirugía				< 0,001			< 0,001			< 0,001
R0: ausencia completa de tumor	2235 (91,0)	1786 (82,9)	368 (17,1)		1294 (59,3)	890 (40,7)		2000 (89,5)	235 (10,5)	
R1: presencia microscópica de tumor residual	141 (5,7)	75 (59,5)	51 (40,5)		55 (42,3)	75 (57,7)		107 (75,9)	34 (24,1)	
R2: presencia macroscópica de tumor, paliativa	81 (3,3)	30 (49,2)	31 (50,8)		16 (23,2)	53 (76,8)		24 (29,6)	57 (70,4)	
Estadio Dukes				< 0,001			< 0,001			< 0,001
0 y I	581 (22,9)	539 (94,7)	30 (5,3)		352 (61,5)	220 (38,5)		546 (94,0)	35 (6,0)	
II	874 (34,5)	722 (85,0)	127 (15,0)		543 (63,4)	313 (36,6)		804 (92,0)	70 (8,0)	
III	836 (33,0)	575 (72,4)	219 (27,6)		433 (53,6)	375 (46,4)		705 (84,3)	131 (15,7)	
IV	244 (9,6)	100 (50,3)	99 (49,7)		69 (31,5)	150 (68,5)		134 (54,9)	110 (45,1)	
Días ingreso (media ± DE)	13,0 ± 11,1	12,1 ± 9,9	14,2 ± 11,8	< 0,001	11,7 ± 10,0	14,0 ± 11,3	< 0,001	12,2 ± 10,0	17,8 ± 15,9	< 0,001

ASA: American Society of Anestesiologist; DE: desviación estándar.

varianza interhospitalaria y el coeficiente de correlación intraclase del modelo nulo. Se ajustaron modelos logísticos multinivel multivariantes en el caso de los reingresos en ambas patologías y de recidiva a 5 años en el cáncer colorrectal, siendo el segundo nivel el hospital. Cuando la varianza entre hospitales no era grande, se ajustaron modelos logísticos multivariantes. Los modelos para cáncer colorrectal se ajustaron por la edad, el índice de Charlson, el resultado de la cirugía, los días de ingreso, el estadio TNM, el riesgo ASA[17] y el sexo. En el caso del cáncer de mama, las variables de ajuste fueron el grado de diferenciación, el estadio TNM, la edad y el tratamiento no quirúrgico previo a la cirugía. Para todos los modelos se calcularon las *odds ratio* (OR) con sus respectivos intervalos de confianza del 95% (IC95%) y el valor p. Adicionalmente, se evaluó la capacidad predictiva de cada modelo mediante el área bajo la curva ROC (AUC)[22], reportando también su IC95%.

Resultados

En este estudio participaron dos cohortes, una con 2549 pacientes con diagnóstico de cáncer colorrectal y otra con 1090 pacientes con cáncer de mama. Los datos sociodemográficos, los antecedentes y los datos clínicos basales de ambas cohortes, totales y por quintiles del índice de privación, se presentan en las tablas S1 y S2 del Material Suplementario.

Se evaluó la relación del índice de privación con los diversos potenciales predictores de los parámetros de resultados estudiados (recidiva, reingreso y mortalidad) en los análisis univariantes. En la cohorte de cáncer colorrectal, el índice de privación no mostró relación con ninguno de los tres parámetros de resultados estudiados en ninguno de los dos periodos de seguimiento, aunque sí se observaron mejores resultados para el quintil 1, de mejor nivel socioeconómico (tablas 1 y 2). En el cáncer de mama se encontró una asociación estadísticamente significativa entre el índice de privación y la recidiva, siendo más elevada en los quintiles 1 y 5 (p = 0,001), así como en la probabilidad de reingreso, siendo mayor en los quintiles 1, 2 y 3 (p = 0,001) (tabla 3).

En los análisis multivariantes, en la cohorte de pacientes intervenidos de cáncer colorrectal no se encontraron diferencias según el índice de privación en ninguno de los resultados estudiados a los 2 ni a los 5 años de seguimiento (tabla 4). Adicionalmente, del resto de las covariables estudiadas mostraron relación con la mortalidad el incremento de la edad (OR: 1,05 y 1,06 para la mortalidad a 2 y 5 años, respectivamente), el incremento de la puntuación en el índice de Charlson (OR: 1, 24 y 1,30 para la mortalidad a 2 y 5 años, respectivamente), el peor estadio TNM (OR: 12 y 12,52 para la mortalidad a 2 y 5 años, respectivamente, en el estadio IV) y el mayor número de días de ingreso (OR: 1,02). En cuanto a los reingresos a los 2 años, mostraron una relación estadísticamente significativa el resultado de la cirugía (OR: 1,66 y 2,57 para las categorías 1 y 2 del resultado de la cirugía, respectivamente), el peor TNM (OR: 1,03 para el estadio III y 2,90 para el estadio IV) y el riesgo ASA IV (OR: 1,99). Por otro lado, ser mujer (OR: 0,83), con menor probabilidad de reingresar, el TNM III (OR: 1,35) y IV (OR: 3,74), y el mayor número de días de ingreso (OR: 1,03) mostraron una relación con los reingresos a los 5 años tras la cirugía. En cuanto a las recidivas a los 2 años, fueron predictores el índice de Charlson (OR: 1,14), el resultado de la cirugía (OR: 2,17 y 2,70 para las categorías R1 y R2, respectivamente), el estadio TNM (OR: 3,71, 7,65 y 14,38 para los estadios II, III y IV, respectivamente) y los días de ingreso (OR: 1,01). Por último, en las recidivas a los 5 años las variables predictoras fueron el índice de Charlson (OR: 1,11), el resultado de la cirugía (OR: 2,01 y 2,41 para las categorías R1 y R2, respectivamente) y el

Tabla 2
Análisis bivariado para cada variable de resultado en el seguimiento a 5 años en cáncer colorrectal

Variables	Total (n = 2549)	Recidiva			Reingreso			Mortalidad		
		No (n = 1811)	Sí (n = 613)	p	No (n = 1157)	Sí (n = 1310)	p	No (n = 1786)	Sí (n = 751)	p
Índice de privación (quintiles)				0,615			0.488			0,128
Q1	336 (14,9)	242 (72,0)	80 (23,8)		153 (45,5)	175 (52,1)		246 (73,2)	90 (26,8)	
Q2	541 (24,0)	391 (72,3)	122 (22,6)		242 (44,7)	281 (51,9)		388 (72,4)	148 (27,6)	
Q3	530 (23,5)	374 (70,6)	137 (25,8)		238 (44,9)	279 (52,6)		372 (70,9)	153 (29,1)	
Q4	434 (19,2)	314 (72,3)	95 (21,9)		204 (47,0)	215 (49,5)		293 (67,7)	140 (32,3)	
Q5	415 (18,4)	290 (69,9)	108 (26,0)		214 (51,6)	189 (45,5)		279 (67,2)	136 (32,8)	
Edad paciente (media ± DE)	68,5 ± 11,0	68,1 ± 11,1	68,5 ± 10,4	0,820	68,3 ± 11,4	68,3 ± 10,6	0,629	67,0 ± 10,8	71,9 ± 10,7	< 0,001
Sexo				0,329			0,026			0,022
Hombre	1614 (63,3)	1131 (70,1)	399 (24,7)		700 (43,4)	861 (53,3)		1100 (68,5)	506 (31,5)	
Mujer	935 (36,7)	680 (72,7)	214 (22,9)		457 (48,9)	449 (48,0)		686 (73,7)	245 (26,3)	
Índice Charlson (media ± DE)	0,9 ± 1,4	0,8 ± 1,3	1,0 ± 1,5	0,286	0,8 ± 1,3	0,9 ± 1,4	0,012	0,7 ± 1,2	1,3 ± 1,7	< 0,001
Riesgo ASA				< 0,001			< 0,001			< 0,001
I	127 (5,1)	101 (79,5)	25 (19,7)		63 (49,6)	64 (50,4)		105 (83,3)	21 (16,7)	
II	1292 (52,2)	956 (74,0)	299 (23,1)		635 (49,2)	635 (49,2)		1021 (79,3)	267 (20,7)	
III	957 (38,7)	657 (68,6)	238 (24,9)		397 (41,5)	517 (54,0)		580 (61,1)	370 (38,9)	
IV	98 (4,0)	55 (56,1)	28 (28,6)		30 (30,6)	58 (59,2)		43 (43,9)	55 (56,1)	
Resultado de la cirugía				< 0,001			< 0,001			< 0,001
R0: ausencia completa de tumor	2235 (91,0)	1670 (74,7)	484 (21,7)		1066 (47,7)	1118 (50,0)		1655 (74,4)	569 (25,6)	
R1: presencia microscópica de tumor residual	141 (5,7)	69 (48,9)	57 (40,4)		50 (35,5)	80 (56,7)		70 (49,7)	71 (50,3)	
R2: presencia macroscópica de tumor, paliativa	81 (3,3)	26 (32,1)	35 (43,2)		13 (16,1)	56 (69,1)		9 (11,2)	71 (88,8)	
Estadio Dukes				< 0,001			< 0,001			< 0,001
0 y I	581 (22,9)	514 (88,5)	55 (9,5)		293 (50,4)	279 (48,0)		486 (84,1)	92 (15,9)	
II	874 (34,5)	686 (78,5)	163 (18,7)		458 (52,4)	398 (45,5)		682 (78,4)	188 (21,6)	
III	836 (33,0)	518 (62,0)	276 (33,0)		353 (42,2)	455 (54,4)		536 (64,5)	295 (35,5)	
IV	244 (9,6)	85 (34,8)	114 (46,7)		51 (20,9)	168 (68,8)		77 (31,6)	167 (68,4)	
Días ingreso (media ± DE)	13,0 ± 11,1	12,2 ± 10,1	13,6 ± 11,0	< 0,001	11,5 ± 10,0	13,7 ± 11,1	< 0,001	11,6 ± 9,4	16,2 ± 14,0	< 0,001

ASA: American Society of Anestesiologist; DE: desviación estándar. El tamaño muestral para cada variable resultado cambia en función de la disponibilidad de información completa de dicha variable.

estadio TNM (OR: 2,25, 5,17 y 10,50 para los estadios II, III y IV), respectivamente.

En las pacientes con cáncer de mama no se encontró ninguna diferencia estadísticamente significativa en ninguno de los eventos adversos estudiados según el índice de privación (tabla 5). En cuanto al resto de las covariables estudiadas, en la mortalidad a 2 años mostraron una relación el tener mayor edad (OR: 83,71 para las pacientes mayores de 70 años), el grado de diferenciación del tumor (OR: 27,35) y el peor estadio (OR: 7,72 y 83,71 para los estadios III y IV, respectivamente). En la recidiva a 2 años, la edad (OR: 0,19 para pacientes entre 50 y 70 años), con menor riesgo, el grado de diferenciación del tumor (OR: 3,81), haber tenido un tratamiento no quirúrgico previo a la cirugía (OR: 3,15) y el peor TNM (OR: 2,75 y 25,32 para los estadios III y IV, respectivamente) fueron las variables en las que se observó una relación significativa. En los reingresos a 2 años, únicamente el grado de diferenciación (OR: 1,44) y el tratamiento no quirúrgico previo a la cirugía (OR: 0,44), teniendo menos riesgo, mostraron significación estadística.

En cuanto a la capacidad predictiva, los modelos mostraron buenos resultados, siendo el AUC de 0,79 y 0,78 para la mortalidad a 2 y 5 años, respectivamente; de 0,68 para los reingresos y de 0,73 para la recidiva, tanto a 2 y 5 años en ambos parámetros de resultados, en la muestra de cáncer colorrectal. En el cáncer de mama, el AUC fue de 0,92 para la mortalidad, de 0,87 para la recidiva y de 0,62 para los reingresos a 2 años.

Discusión

En este estudio realizado en el ámbito clínico, en el que se ha contado con dos cohortes relativamente grandes de pacientes con los cánceres más frecuentes (cáncer de mama y cáncer de colon y recto), no se han encontrado diferencias según el índice de privación en los principales eventos adversos, tales como mortalidad, recurrencia del cáncer o reingresos, en ninguna de las dos cohortes.

Los resultados de los que se dispone sobre la relación entre el índice de privación y el cáncer, específicamente en cuanto a mortalidad, reingresos y recidivas, no son homogéneos. Algunos estudios encuentran una asociación entre el índice de privación y la mortalidad en el cáncer colorrectal[2,23,24], con mayor mortalidad en las zonas más desfavorecidas, pero otros, como el de Miki et al.[25] con distintos tipos de cáncer, no encuentran ninguna asociación, tal como ha sucedido en el estudio aquí descrito. En el estudio de Núñez et al.[23], realizado con pacientes con cáncer colorrectal, únicamente se encontró una disminución de la supervivencia en hombres durante el primer año, pero no se tuvo en cuenta la comorbilidad que presentaban los pacientes, lo cual fue una de las limitaciones del estudio. En cambio, en otro estudio realizado en los Estados Unidos de América[26] se halló que la realización de una cirugía oncológica compleja en un hospital de alta calidad no se asociaba con diferencias significativas en la mortalidad entre las personas que vivían en los barrios más desfavorecidos y las que vivían en los menos desfavorecidos, mientras que en los hospitales de baja calidad, los pacientes que vivían en las zonas más desfavorecidas tenían una mortalidad ajustada al riesgo significativamente mayor que los de las zonas menos desfavorecidas. Los autores concluyen sugiriendo que las iniciativas para aumentar el acceso a las derivaciones a hospitales de alta calidad para pacientes con altos niveles de privación pueden mejorar los resultados y contribuir a mitigar las disparidades. En nuestro estudio podemos considerar que la dotación tecnológica y humana de los hospitales participantes es similar en cuanto a su calidad, lo cual podría explicar esta ausencia de diferencias según el nivel de privación.

Tabla 3
Análisis bivariado para cada variable de resultado en el seguimiento a 2 años en cáncer de mama

Variables	Total (n = 1090)	Recidiva			Reingreso			Mortalidad		
		No (n = 1044)	Sí (n = 39)	p	No (n = 716)	Sí (n = 369)	p	No (n = 1071)	Sí (n = 19)	p
Índice de privación (quintiles)				0,001			< 0,001			0,959
Q1	241 (22,8)	230 (95,8)	10 (4,2)		155 (64,6)	85 (35,4)		236 (97,9)	5 (2,1)	
Q2	228 (20,9)	222 (97,4)	6 (2,6)		147 (64,5)	81 (35,5)		224 (98,3)	4 (1,7)	
Q3	231 (21,9)	221 (96,9)	7 (3,1)		146 (63,8)	83 (36,2)		226 (97,8)	5 (2,2)	
Q4	198 (18,2)	195 (98,5)	3 (1,5)		136 (68,7)	62 (31,3)		195 (98,5)	3 (1,5)	
Q5	159 (15,0)	148 (93,7)	10 (6,3)		111 (69,8)	48 (30,2)		157 (98,7)	2 (1,3)	
Edad paciente, años				< 0,001			0,456			< 0,001
< 50	298 (27,3)	277 (93,9)	18 (6,1)		191 (64,3)	106 (35,7)		294 (98,7)	4 (1,3)	
≥50 y < 70	622 (57,1)	610 (98,4)	10 (1,6)		408 (65,8)	212 (34,2)		620 (99,7)	2 (0,3)	
≥70	170 (15,6)	157 (93,5)	11 (6,5)		117 (69,6)	51 (30,4)		157 (92,3)	13 (7,7)	
Hábito tabáquico				0,800			0,172			0,740
Nunca fumador	538 (56,0)	516 (96,3)	20 (3,7)		351 (65,5)	185 (34,5)		529 (98,3)	9 (1,7)	
Fumador actual	241 (25,1)	231 (96,7)	8 (3,3)		163 (68,2)	76 (31,8)		236 (97,9)	5 (2,1)	
Exfumador	182 (18,9)	177 (97,8)	4 (2,2)		129 (70,9)	53 (29,1)		180 (98,9)	2 (1,1)	
Ha tenido otras neoplasias (sí)	93 (8,5)	91 (97,8)	2 (2,2)	0,528	61 (65,6)	32 (34,4)	0,788	92 (98,9)	1 (1,1)	0,607
Antecedentes familiares de cáncer ginecológico (sí)	348 (31,9)	338 (97,1)	10 (2,9)	0,120	228 (65,5)	120 (34,5)	0,030	344 (98,8)	4 (1,2)	0,377
Índice Charlson (media ± DE)	0,36 ± 0,81	0,36 ± 0,78	0,59 ± 1,45	0,791	0,35 ± 0,83	0,39 ± 0,79	0,238	0,35 ± 0,77	1,16 ± 1,95	0,048
Hallazgo por cribado (sí)	590 (54,1)	584 (99,3)	4 (0,7)	< 0,001	405 (68,9)	183 (31,1)	0,075	590 (100)	0	< 0,001
Cáncer de mama de intervalo (sí)	104 (9,5)	98 (94,2)	6 (5,8)	0,022	56 (53,8)	48 (46,2)	0,142	103 (99,0)	1 (1,0)	0,293
Estadio clínico				0,001			0,794			< 0,001
0	11 (1,0)	11 (100)	0		7 (63,6)	4 (36,4)		11 (100)	0	
1	160 (47,6)	157 (98,7)	2 (1,3)		105 (66,0)	54 (34,0)		160 (100)	0	
2	108 (32,1)	102 (95,3)	5 (4,7)		81 (75,0)	27 (25,0)		104 (96,3)	4 (3,7)	
3	43 (3,9)	36 (83,7)	7 (16,3)		29 (67,4)	14 (32,6)		40 (93,0)	3 (7,0)	
4	14 (1,3)	12 (85,7)	2 (14,3)		8 (57,1)	6 (42,9)		10 (71,4)	4 (28,6)	
Tratamiento no quirúrgico previo a cirugía (sí)	120 (11,0)	108 (90,0)	12 (10,0)	< 0,001	87 (72,5)	33 (27,5)	0,204	110 (91,7)	10 (8,3)	< 0,001
Quimioterapia neoadyuvante (sí)	98 (9,0)	87 (88,8)	11 (11,2)	0,002	73 (74,5)	25 (25,5)	0,652	93 (94,9)	5 (5,1)	0,003
Radioterapia neoadyuvante (sí)	2 (0,2)	1 (50,0)	1 (50,0)	0,006	1 (50,0)	1 (50,0)	0,914	1 (50,0)	1 (50,0)	< 0,001
Hormonoterapia neoadyuvante (sí)	32 (2,9)	30 (93,7)	2 (6,3)	0,322	18 (56,3)	14 (43,7)	0,594	25 (78,1)	7 (21,9)	< 0,0001
Estadio				< 0,001			0,703			< 0,001
1	654 (62,6)	646 (99,2)	5 (0,8)		439 (67,4)	212 (32,6)		654 (100)	0	
2	303 (29,0)	283 (94,6)	16 (5,4)		194 (64,5)	107 (35,5)		297 (98,0)	6 (2,0)	
3	72 (6,6)	64 (88,9)	8 (11,1)		46 (63,9)	26 (36,1)		68 (94,4)	4 (5,6)	
4	16 (1,5)	9 (56,2)	7 (43,8)		7 (43,7)	9 (56,3)		12 (75,0)	4 (25,0)	
Grado diferenciación				< 0,001			0,030			< 0,001
1	230 (21,1)	228 (99,1)	2 (0,9)		170 (73,9)	60 (26,1)		229 (99,6)	1 (0,4)	
2	523 (52,6)	502 (97,1)	15 (2,9)		343 (66,1)	176 (33,9)		522 (99,8)	1 (0,2)	
3	241 (24,2)	218 (90,8)	22 (9,2)		143 (59,6)	97 (40,4)		228 (94,6)	13 (5,4)	
Tratamiento adyuvante poscirugía (sí)	1035 (95,0)	1002 (97,3)	28 (2,7)	< 0,001	691 (67,0)	340 (33,0)	< 0,001	1027 (99,2)	8 (0,8)	< 0,001
Radioterapia adyuvante (sí)	875 (81,5)	848 (97,4)	23 (2,6)	0,005	627 (71,9)	245 (28,1)	< 0,001	869 (99,3)	6 (0,7)	< 0,001
Quimioterapia adyuvante (sí)	341 (31,8)	325 (96,2)	13 (3,8)	0,569	192 (56,6)	147 (43,4)	< 0,001	337 (98,8)	4 (1,2)	0,460
Hormonoterapia adyuvante (sí)	898 (83,7)	878 (98,2)	16 (1,8)	< 0,001	607 (67,8)	288 (32,2)	< 0,001	893 (99,4)	5 (0,6)	< 0,001

DE: desviación estándar. El tamaño muestral para cada variable resultado cambia en función de la disponibilidad de información completa de dicha variable.

Algo similar ocurre para las recidivas, pues hay estudios que encuentran una relación entre las desigualdades socioeconómicas y la probabilidad de que el cáncer de mama reaparezca[27], y otros, realizados en distintos tipos de cáncer, no observan asociación entre estas dos variables[28,29]. En el estudio de Tohmasi et al.[28] se concluye que un sistema de atención sanitaria integrado y de acceso igualitario puede ser eficaz para mitigar las disparidades en la supervivencia del cáncer de pulmón que suelen estar presentes en otras poblaciones. Esto apoyaría nuestros resultados si aceptamos que los hospitales participantes en nuestro estudio tienen un acceso igualitario y una calidad técnica similar.

Finalmente, no se han identificado estudios en los que se haya analizado la relación entre el índice de privación y los reingresos en el cáncer colorrectal o de mama, pero sí en otros tipos de cáncer. Al igual que en la mortalidad y en las recidivas, los hallazgos son dispares[30,31].

Esta ausencia de homogeneidad en los resultados de los estudios realizados hasta ahora puede deberse a multitud de factores relacionados con las variables estudiadas, los diseños de los estudios o la metodología de medición de la privación, entre otros.

Si bien es cierto que el estudio de las desigualdades económicas puede tener en cuenta los factores de residencia y contextuales

Tabla 4
Relación del índice de privación con eventos adversos en pacientes con cáncer colorrectal

Variables	Variable de respuesta											
	Mortalidad a 2 años		Mortalidad a 5 años		Reingreso a 2 años		Reingreso a 5 años		Recidiva a 2 años		Recidiva a 5 años	
	OR (IC95%)	p	OR (IC95%)	p	OR (IC95%)	p	OR (IC95%)	p	OR (IC95%)	p	OR (IC95%)	p
Quintil												
Q1	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Q2	1,18 (0,74-1,87)	0,485	1,14 (0,80-1,62)	0,472	0,96 (0,71-1,30)	0,798	0,99 (0,74-1,32)	0,931	0,87 (0,59-1,26)	0,452	0,88 (0,62-1,26)	0,489
Q3	0,73 (0,45-1,17)	0,191	1,04 (0,73-1,48)	0,843	1,01 (0,74-1,37)	0,962	0,94 (0,70-1,27)	0,684	0,89 (0,61-1,29)	0,527	0,96 (0,68-1,37)	0,823
Q4	1,01 (0,63-1,63)	0,964	1,22 (0,85-1,76)	0,279	0,91 (0,66-1,27)	0,587	0,91 (0,66-1,24)	0,546	0,70 (0,47-1,04)	0,081	0,74 (0,52-1,09)	0,125
Q5	1,14 (0,71-1,84)	0,595	1,24 (0,68-1,79)	0,250	0,95 (0,67-1,34)	0,766	0,98 (0,70-1,37)	0,906	0,93 (0,63-1,37)	0,705	0,94 (0,63-1,37)	0,746
Edad	1,05 (1,03-1,06)	< 0,001	1,06 (1,05-1,07)	< 0,001	-	-	-	-	-	-	-	-
Sexo (mujer)	-	-	-	-	-	-	0,83 (0,69-0,99)	0,042	-	-	-	-
Índice Charlson	1,24 (1,14-1,35)	< 0,001	1,30 (1,21-1,40)	< 0,001	-	-	-	-	1,14 (1,06-1,24)	0,001	1,11 (1,03-1,20)	0,006
Resultado cirugía												
R0	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	-	-	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
R1	1,75 (1,08-2,84)	0,023	2,04 (1,34-3,10)	0,001	1,66 (1,09-2,53)	0,018	-	-	2,17 (1,42-3,31)	0,004	2,01 (1,31-3,08)	0,001
R2	9,86 (5,28-18,40)	< 0,001	12,25 (5,53-27,13)	< 0,001	2,57 (1,37-4,80)	0,003	-	-	2,70 (1,48-4,94)	0,001	2,41 (1,31-4,46)	0,005
Estadio pTNM												
0-I	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
II	1,34 (0,83-2,17)	0,228	1,38 (1,00-1,89)	0,047	0,88 (0,68-1,12)	0,288	0,86 (0,69-1,10)	0,211	3,71 (2,33-5,92)	< 0,001	2,25 (1,56-3,23)	< 0,001
III	2,93 (1,86-4,62)	< 0,001	3,18 (2,33-4,34)	< 0,001	1,03 (1,03-1,68)	0,031	1,35 (1,06-1,71)	0,014	7,65 (4,85-12,09)	< 0,001	5,17 (3,63-7,37)	< 0,001
IV	12,00 (7,11-20,26)	< 0,001	12,52 (8,12-19,29)	< 0,001	2,90 (1,96-4,29)	< 0,001	3,74 (2,54-5,50)	< 0,001	14,38 (8,41-24,60)	< 0,001	10,50 (6,65-16,57)	< 0,001
Días ingreso	1,02 (1,01-1,03)	< 0,001	1,02 (1,01-1,03)	< 0,001	1,02 (1,01-1,03)	< 0,001	1,03 (1,02-1,04)	< 0,001	1,01 (1,00-1,02)	0,016	-	-
Riesgo ASA												
I	-	-	-	-	Ref.	Ref.	-	-	-	-	-	-
II	-	-	-	-	1,07 (0,70-1,64)	0,762	-	-	-	-	-	-
III	-	-	-	-	1,47 (0,95-2,27)	0,088	-	-	-	-	-	-
IV	-	-	-	-	1,99 (1,06-3,73)	0,032	-	-	-	-	-	-
AUC (IC95%)	0,79 (0,77-0,82)		0,78 (0,76-0,80)		0,68 (0,65-0,70)		0,68 (0,66-0,71)		0,73 (0,71-0,76)		0,73 (0,70-0,75)	

ASA: American Society of Anestesiologist; AUC: área bajo la curva ROC; IC95%: intervalo de confianza del 95%; OR: *odds ratio.*
El tamaño muestral de cada modelo cambia en función de la disponibilidad de información completa de la variable respuesta y de las variables que componen el modelo.

Tabla 5
Relación del índice de privación con eventos adversos en pacientes con cáncer de mama

Variables	Mortalidad a 2 años		Recidiva a 2 años		Reingreso a 2 años	
	OR (IC95%)	p	OR (IC95%)	p	OR (IC95%)	p
Quintil						
Q1	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Q2	1,09 (0,13-9,52)	0,938	0,72 (0,23-2,29)	0,578	1,00 (0,67-1,51)	0,990
Q3	1,22 (0,20-7,57)	0,834	0,58 (1,19-1,82)	0,351	1,14 (0,76-1,70)	0,536
Q4	1,13 (0,20-8,57)	0,904	0,36 (0,09-1,44)	0,148	0,92 (0,60-1,42)	0,711
Q5	0,64 (0,08-4,67)	0,667	1,41 (0,50-3,98)	0,522	0,79 (0,49-1,27)	0,332
Edad, años						
< 50	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	-	-
50-70	7,72 (1,68-35,39)	0,051	0,19 (0,07-0,52)	0,001	-	-
> 70	83,71 (9,83-713,04)	0,048	0,95 (0,37-2,45)	0,917	-	-
Grado diferenciación (IV)	27,35 (4,58-163,27)	0,001	3,81 (1,79-8,10)	0,001	1,44 (1,05-1,98)	0,022
Tratamiento no quirúrgico previo a cirugía	-	-	3,15 (1,20-8,31)	0,020	0,40 (0,23-0,69)	0,001
Estadio						
I-II	Ref.		Ref.	Ref.	-	-
III	7,72 (1,68-35,39)	0,009	2,75 (1,00-7,52)	0,049	-	-
IV	83,71 (9,83-713,04)	< 0,001	25,32 (6,18-103,72)	< 0,001	-	-
AUC (IC95%)	0,92 (0,80-1,00)		0,87 (0,82-0,92)		0,62 (0,59-0,66)	

AUC: área bajo la curva ROC; IC95%: intervalo de confianza del 95%; OR: *odds ratio.*
El tamaño muestral de cada modelo cambia en función de la disponibilidad de información completa de la variable respuesta y de las variables que componen el modelo.

como determinantes de la salud, la relación entre dichos factores y los eventos adversos en los pacientes con cáncer es compleja. Por tanto, es preciso evaluar el impacto de otras variables, como factores relacionados con los sistemas de salud, la tasa de participación en los programas de cribado, así como variables más puramente clínicas.

Tal como se ha sugerido en otro artículo[32], recoger sistemáticamente en los cuadros de mando indicadores que permitan medir desigualdades socioeconómicas en el acceso, el uso y los resultados en salud por nivel socioeconómico, permitiría identificar las secciones con situaciones socioeconómicas más desfavorables e introducir las correcciones oportunas.

Las fortalezas de este estudio residen, por un lado, en la disponibilidad de dos cohortes diferentes con tamaños muestrales grandes y con un seguimiento a medio-largo plazo tras el diagnóstico, en las que se ha recogido una gran cantidad de información clínica desde el inicio y durante el seguimiento. Por otro lado, ha sido posible hacer una estimación de la relación entre el índice de privación y los cánceres colorrectal y de mama de manera local en el País Vasco, permitiendo la evaluación del impacto de la situación socioeconómica en variables relevantes, tales como la mortalidad, la recidiva y los reingresos.

Las principales limitaciones de este estudio son, por un lado, que se trata de una muestra de una comunidad autónoma, por lo que sus resultados no son generalizables al resto del territorio nacional. En segundo lugar, la pérdida de pacientes en el seguimiento puede haber influido en los modelos creados para las distintas medidas de resultado. En tercer lugar, al utilizar el índice de privación, tal como está construido, la asignación del quintil de privación no se realiza por individuo sino por zona censal, lo que puede generar una pérdida de información de variables más individuales o contextuales. Por último, parte de los datos analizados provienen de pacientes incorporados a la cohorte hace varios años, y el nivel socioeconómico asignado a las secciones censales ha podido cambiar; no obstante, análisis internos realizados por el Departamento de Salud del Gobierno Vasco confirman la estabilidad del quintil socioeconómico en la mayoría de las secciones censales a lo largo de los años, a excepción de zonas donde ha habido cambios urbanísticos, como barrios de nueva creación, pero en cualquier caso son cambios progresivos.

En resumen, a pesar de la ausencia de diferencias significativas en las dos cohortes estudiadas, la evaluación de la relación entre los eventos adversos por cáncer mediante el estudio de las desigualdades socioeconómicas según áreas pequeñas puede constituir una herramienta para valorar intervenciones de salud pública dirigidas a identificar desigualdades en el acceso al tratamiento del cáncer en España.

Disponibilidad de bases de datos y material para réplica

Datos disponibles solicitándolos a la autora para correspondencia. Las restricciones al depósito de datos públicos se deben a la privacidad de los datos de los pacientes que han participado en las dos cohortes.

¿Qué se sabe sobre el tema?

Los estudios previos han puesto de manifiesto la relación entre la vulnerabilidad socioeconómica y el pronóstico desfavorable en términos de salud. Varios índices han sido desarrollados en los últimos años para explicar estas desigualdades en salud, entre los que se encuentra el índice de privación elaborado en el País Vasco.

¿Qué añade el estudio realizado a la literatura?

Los resultados no permiten establecer una relación entre el índice de privación desarrollado en el País Vasco y la mortalidad, los reingresos y las recidivas en las cohortes de cáncer colorrectal y de mama en el País Vasco.

¿Cuáles son las implicaciones de los resultados obtenidos?

Es preciso generar más evidencia sobre las variables que influyen en las desigualdades en salud en esta patología, y que a la vez permita implementar políticas sanitarias para reducir su impacto.

Editor responsable del artículo

Salvador Peiró.

Declaración de transparencia

La autora principal (garante responsable del manuscrito) afirma que este manuscrito es un reporte honesto, preciso y transparente del estudio que se remite a Gaceta Sanitaria, que no se han omitido aspectos importantes del estudio, y que las discrepancias del estudio según lo previsto (y, si son relevantes, registradas) se han explicado.

Contribuciones de autoría

Concepción y diseño del estudio: J.M. Quintana, S. García-Gutiérrez, U. Aguirre y N. González-Hernández. Análisis de los datos: M.J. Legarreta, U. Aguirre, N. Larrea y E. Millán. Interpretación de los datos: todos los autores. Escritura del artículo: N. González-Hernández. Revisión crítica y aprobación del manuscrito: todos los autores.

Agradecimientos

Queremos dar las gracias a los pacientes participantes que voluntariamente tomaron parte en este estudio. También expresamos nuestro agradecimiento a los médicos y a todos los entrevistadores de los hospitales participantes: Hospital Universitario Araba, Hospital Universitario Basurto, Hospital Universitario Cruces, Hospital Universitario Donostia, Hospital Universitario Galdakao-Usansolo, Onkologikoa, Hospital Bidasoa, Hospital de Mendaro y Hospital de Zumarraga, por su inestimable colaboración en el reclutamiento de pacientes, y al Comité de Investigación de los hospitales participantes. Asimismo, agradecemos a Imanol Montoya, del Departamento de Salud del Gobierno Vasco, su ayuda en el análisis de la estabilidad del índice de privación en el País Vasco.

Financiación

Este trabajo fue financiado en parte por el Instituto de Salud Carlos III en los proyectos PS09/00314, PI09/90490, PI09/90397, PI12/01842, PI12/02493 y PI13/01692 y las redes temáticas –REDISSEC (Red de Investigación en Servicios de Salud en Enfermedades Crónicas, RD16/001/001 y RD16/0001/0009) y RICAPPS (Red de Investigación en Cronicidad, Atención Primaria y Promoción de la Salud, RD21/0016/0017 y RD21/0016/0011)–; el Departamento de Salud del País Vasco (2010111098 y 2012111045); KRONIKGUNE, Centro de Investigación de la Cronicidad (KRONIK 11/006); y el Fondo Europeo de Desarrollo Regional. Estas instituciones no tuvieron ninguna otra función en el diseño del estudio, en la recogida, análisis o interpretación de los datos, en la redacción del manuscrito ni en la decisión de presentar el artículo para su publicación.

Conflictos de intereses

Ninguno.

Anexo. Material adicional

Se puede consultar material adicional a este artículo en su versión electrónica disponible en doi:10.1016/j.gaceta.2025.102549.

Bibliografía

1. Wilson S, Merville O, Dejardin O, et al. Use of mortality tables by level of deprivation in the study of social inequalities in cancer survival. Eur J Epidemiol. 2025;40:213–23.
2. Luque-Fernández MA, Redondo-Sánchez D, Rodríguez-Barranco M, et al. Socioeconomic inequalities in colorectal cancer survival in Southern Spain: a multilevel population-based cohort study. Clin Epidemiol. 2020;12:797–806.
3. Redondo-Sánchez D, Sánchez MJ, Fernández-Navarro P, et al. Association of socioeconomic deprivation with life expectancy and all-cause mortality in Spain, 2011-2013. Sci Rep. 2022;12:15554.
4. Salvador J, Aparicio J, Barón FJ, et al. Equity, barriers and cancer disparities: study of the Spanish Society of Medical Oncology on the access to oncologic drugs in the Spanish Regions. Clin Transl Oncol. 2017;19:341–56.
5. Petrova D, Redondo-Sánchez D, Rodríguez-Barranco M, et al. Socioeconomic inequalities in adherence to clinical practice guidelines and breast cancer survival: a multicentre population-based study in Spain. BMJ Qual Saf. 2024, bmjqs-2024-017809.
6. Kurani SS, McCoy RG, Lampman MA, et al. Association of neighborhood measures of social determinants of health with breast, cervical, and colorectal cancer screening rates in the US Midwest. JAMA Netw Open. 2020;3:e200618.
7. Luengo-Fernández R, Leal J, Gray A, et al. Economic burden of cancer across the European Union: a population-based cost analysis. Lancet Oncol. 2013;14:1165–74.
8. Townsend P. Deprivation. J Soc Policy. 1987;16:125–46.
9. Carstairs V, Morris R. Deprivation and health in Scotland. Health Bull (Edinb). 1990;48:162–75.
10. Jarman B. Underprivileged areas: validation and distribution of scores. Br Med J (Clin Res Ed). 1984;289:1587–92.
11. Deas I, Robson B, Wong C, et al. Measuring neighbourhood deprivation: a critique of the Index of Multiple Deprivation. Environment and Planning C: Politics and Space. 2003;21:883–903.
12. Guillaume E, Pornet C, Dejardin O, et al. Development of a cross-cultural deprivation index in five European countries. J Epidemiol Community Health. 2016;70:493–9.
13. Domínguez-Berjón MF, Borrell C, Cano-Serral G, et al. Construcción de un índice de privación a partir de datos censales en grandes ciudades españolas (Proyecto MEDEA). Gac Sanit. 2008;22:179–87.
14. Duque I, Domínguez-Berjón MF, Cebrecos A, et al., Grupo de Determinantes Sociales de la Salud, iniciativa contexto de la Sociedad Española de Epidemiología. Índice de privación en España por sección censal en 2011. Gac Sanit. 2021;35:113–22.
15. Lertxundi-Manterola A, Saurina C, Sáez M, et al. Construcción de un índice de privación material para los municipios de la Región Sanitaria Girona. Estudios de Economía Aplicada. 2005;23:331–53.
16. Compés Dea ML, Olivan Bellido E, Feja Solana C, et al. Construcción de un índice de privación por zona básica de salud en Aragón a partir de datos de censo de 2011. Rev Esp Salud Publica. 2018;92:e201812087.
17. Hurtado JL, Bacigalupe A, Calvo M, et al. Social inequalities in a population based colorectal cancer screening programme in the Basque Country. BMC Public Health. 2015;15:1021.
18. Quintana JM, González N, Antón-Ladislao A, et al. Colorectal cancer health services research study protocol: the CCR-CARESS observational prospective cohort project. BMC Cancer. 2016;16:435.
19. García-Gutierrez S, Orive M, Sarasqueta C, et al. Health services research in patients with breast cancer (CAMISS-prospective): study protocol for an observational prospective study. BMC Cancer. 2018;18:54.
20. Charlson ME, Pompei P, Ales KL, et al. A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: development and validation. J Chronic Dis. 1987;40:373–83.
21. Owens WD, Felts JA, Spitznagel EL. ASA physical status classifications: a study of consistency of ratings. Anesthesiology. 1978;49:239–43.
22. Hanley JA, McNeil BJ. The meaning and use of the area under a receiver operating characteristic (ROC) curve. Radiology. 1982;143:29–36.
23. Núñez O, Rodríguez Barranco M, Fernández-Navarro P, et al. Deprivation gap in colorectal cancer survival attributable to stage at diagnosis: a population-based study in Spain. Cancer Epidemiol. 2020;68:101794.
24. Manser CN, Bauerfeind P. Impact of socioeconomic status on incidence, mortality, and survival of colorectal cancer patients: a systematic review. Gastrointest Endosc. 2014;80:42–60, e9.
25. Miki Y, Inoue M, Ikeda A, et al. Neighborhood deprivation and risk of cancer incidence, mortality and survival: results from a population-based cohort study in Japan. PLoS One. 2014;9:e106729.
26. Bonner SN, Ibrahim AM, Kunnath N, et al. Neighborhood deprivation, hospital quality, and mortality after cancer surgery. Ann Surg. 2023;277:73–8.
27. Di Salvo F, Caranci N, Spadea T, et al. Socioeconomic deprivation worsens the outcomes of Italian women with hormone receptor-positive breast cancer and decreases the possibility of receiving standard care. Oncotarget. 2017;8:68402–14.
28. Tohmasi S, Eaton DB Jr, Heiden BT, et al. Impact of socioeconomic deprivation on care quality and surgical outcomes for early-stage non-small cell lung cancer in United States veterans. Cancers (Basel). 2024;16:3788.
29. Daniels KJ, Gardner J, Solverson M, et al. Correlating area deprivation index with initial stage at presentation and with follow up and recurrence within an advanced practice provider-led survivorship clinic. Am J Otolaryngol. 2024;45:104095.
30. Shenoy DA, Lusk JB, Mahoney H, et al. Associations between neighborhood socioeconomic status, readmission, and mortality for patients with cancer: a nationwide cohort study. Cancer Epidemiol. 2025;98:102907.
31. Marcinak CT, Praska CE, Vidri RJ, et al. Association of neighborhood disadvantage with short- and long-term outcomes after pancreatectomy for pancreatic ductal adenocarcinoma. Ann Surg Oncol. 2024;31:488–98.
32. Portuondo-Jiménez J, Gascón M, García J, et al., COVID-Health Basque Country Research Group. Influencia del índice de privación social en resultados durante la pandemia de COVID-19. Gac Sanit. 2023;37:102301.