

Original

Inequidades en salud: análisis sociodemográfico y espacial del cáncer de mama en mujeres de Córdoba, Argentina

Natalia Tumas^a, Sonia Alejandra Pou^{b,c} y Maria del Pilar Diaz^{b,c,*}

^a Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS), Universidad Nacional de Córdoba, CONICET, Córdoba, Argentina

^b Instituto de Investigaciones en Ciencias de la Salud (INICSA), Facultad de Ciencias Médicas, Universidad Nacional de Córdoba, CONICET, Córdoba, Argentina

^c Cátedra de Estadística y Bioestadística, Escuela de Nutrición, Facultad de Ciencias Médicas, Universidad Nacional de Córdoba, CONICET, Córdoba, Argentina

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 24 de mayo de 2016

Aceptado el 29 de diciembre de 2016

On-line el xxx

Palabras clave:

Cáncer de mama

Inequidad en salud

Determinantes sociales de la salud

Demografía

Análisis espacial

Argentina

R E S U M E N

Objetivo: Identificar determinantes sociodemográficos asociados a la distribución espacial de la incidencia de cáncer de mama en la provincia de Córdoba, Argentina, a fin de develar inequidades sociales en salud.

Método: Se desarrolló un estudio ecológico en Córdoba (26 departamentos como unidades geográficas de análisis). Mediante el índice de Moran se estimó la autocorrelación espacial de las tasas de incidencia de cáncer de mama, brutas y estandarizadas, y de indicadores sociodemográficos de urbanización, fecundidad y envejecimiento poblacional. Estas variables fueron incorporadas a un Sistema de Información Geográfica para su mapeo. Se ajustaron modelos de regresión de Poisson multinivel, para la tasa de incidencia de cáncer de mama como variable respuesta, indicadores sociodemográficos seleccionados como covariables, y porcentaje de hogares con necesidades básicas insatisfechas como variable de ajuste.

Resultados: En Córdoba, Argentina, existe un patrón no aleatorio en las distribuciones espaciales de las tasas de incidencia de cáncer de mama y de ciertos indicadores sociodemográficos. El incremento medio anual de la población urbana fue inversamente asociado a la ocurrencia de cáncer de mama, mientras que la proporción de hogares con necesidades básicas insatisfechas presentó una asociación directa.

Conclusiones: Nuestros resultados definen escenarios de inequidad social que explican, en parte, los diferenciales geográficos de la carga del cáncer de mama en Córdoba, Argentina. Las mujeres residentes en hogares socioeconómicamente desfavorecidos y en áreas menos urbanizadas requieren especial atención en futuros estudios e intervenciones de salud pública en cáncer de mama.

© 2017 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/>).

Inequities in health: socio-demographic and spatial analysis of breast cancer in women from Córdoba, Argentina

A B S T R A C T

Objective: To identify sociodemographic determinants associated with the spatial distribution of the breast cancer incidence in the province of Córdoba, Argentina, in order to reveal underlying social inequities.

Method: An ecological study was developed in Córdoba (26 counties as geographical units of analysis). The spatial autocorrelation of the crude and standardised incidence rates of breast cancer, and the socio-demographic indicators of urbanization, fertility and population ageing were estimated using Moran's index. These variables were entered into a Geographic Information System for mapping. Poisson multilevel regression models were adjusted, establishing the breast cancer incidence rates as the response variable, and by selecting sociodemographic indicators as covariables and the percentage of households with unmet basic needs as adjustment variables.

Results: In Córdoba, Argentina, a non-random pattern in the spatial distribution of breast cancer incidence rates and in certain sociodemographic indicators was found. The mean increase in annual urban population was inversely associated with breast cancer, whereas the proportion of households with unmet basic needs was directly associated with this cancer.

Conclusions: Our results define social inequity scenarios that partially explain the geographical differentials in the breast cancer burden in Córdoba, Argentina. Women residing in socioeconomically disadvantaged households and in less urbanized areas merit special attention in future studies and in breast cancer public health activities.

© 2017 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/>).

Keywords:

Breast cancer

Health inequity

Social determinants of health

Demography

Spatial analysis

Argentina

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: pdiaz@fcm.unc.edu.ar (M.P. Diaz).

<http://dx.doi.org/10.1016/j.gaceta.2016.12.011>

0213-9111/© 2017 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

En estrecha relación con etapas avanzadas de las transiciones demográfica y epidemiológica, el cáncer de mama es cada vez más frecuente en las mujeres. El número de casos aumenta en todo el mundo, aunque con diferencias regionales e intrarregionales en sus estadísticos de carga¹.

Argentina es uno de los países latinoamericanos con mayores tasas de incidencia y mortalidad por cáncer de mama² (71,2 y 19,9 casos por 100.000 mujeres para el año 2012, respectivamente)³. En la provincia de Córdoba, el cáncer de mama representa también una de las principales causas de enfermedad (68,5 casos por 100.000 mujeres para el periodo 2004-2009)⁴ y muerte (32 defunciones por 100.000 mujeres en 2011)⁵. Fue señalado que esta provincia muestra un patrón de distribución espacial de incidencia de cáncer de mama no aleatorio⁶.

La exposición socioambiental resulta importante en la determinación de enfermedades de largo periodo de latencia, como el cáncer de mama, y puede explicar parte de las variaciones de la incidencia entre diferentes áreas geográficas⁷. La inequidad social, junto a factores biológicos, genéticos y ambientales, son determinantes reportados de tales diferenciales observados en el *continuum* del cáncer de mama (riesgo, incidencia, cribado, diagnóstico, tratamiento, sobrevivencia y mortalidad)⁸.

Ciertos factores sociodemográficos también han sido vinculados a la ocurrencia de cáncer de mama. Entre estos, el envejecimiento poblacional, la urbanización y la fecundidad parecen ser determinantes subyacentes al patrón de distribución de carga de esta enfermedad^{7,9,10}.

Uno de los aspectos básicos de la relación entre envejecimiento y cáncer de mama involucra al tiempo y al número de etapas premalignas requeridas entre el inicio y la manifestación clínica del cáncer. Estudios sobre el periodo de latencia del cáncer de mama indican que la presentación clínica generalmente requiere décadas de promoción y crecimiento tumoral. En efecto, el 80% de los diagnósticos ocurren en mujeres mayores de 50 años¹⁰.

La morbilidad por cáncer de mama también ha sido vinculada al fenómeno de la urbanización. En los países desarrollados fue ampliamente reportado que las tasas de incidencia del cáncer de mama son superiores en áreas urbanas, en comparación con áreas rurales, lo cual puede explicarse por las mayores tasas de detección de esta enfermedad en las zonas urbanas^{9,11}. También en algunos estudios conducidos en países asiáticos se ha observado que el incremento de la tasa de incidencia del cáncer de mama (TICM) se ha concentrado en áreas urbanas (aumento del 20% al 30% en registros urbanos)¹². Específicamente en la provincia de Córdoba, según el Registro Provincial de Tumores (2012), el departamento Capital (área correspondiente a la ciudad Capital, con 1.329.604 habitantes) registró, en el periodo 2009-2011, la mayor TICM (109,43 casos por 100.000 mujeres/año), mientras que los departamentos con menor proporción de población urbana evidenciaron tasas más pequeñas. La rápida urbanización fue relacionada también con cambios comportamentales, como dietas menos saludables, menor actividad física, hábito de fumar y consumo de alcohol¹³; factores estos que fueron vinculados en estudios previos a un mayor riesgo de cáncer de mama en las mujeres de la provincia de Córdoba^{14,15}.

Los cambios en los patrones reproductivos, como la disminución de la fecundidad, también impactan en la ocurrencia de cáncer de mama⁷. Fue reportado que las mujeres que no tienen descendencia o procrean en etapas más tardías experimentan una incidencia mayor de este tipo de tumores. La edad al primer nacimiento determina el final de un periodo en el que la glándula mamaria está indiferenciada y susceptible a los potenciales efectos carcinogénicos de las hormonas endógenas que circulan durante el ciclo menstrual¹⁶.

Siguiendo el proceso de transición demográfica y de creciente urbanización que tuvo lugar primeramente en los países en desarrollo, en las últimas décadas Argentina también experimentó considerables cambios sociodemográficos. Su envejecimiento poblacional se corresponde con una etapa avanzada, y al igual que en otros países, la población femenina está más envejecida que la masculina¹⁷. Particularmente en Córdoba, la esperanza de vida al nacer de una mujer nacida en 1960 era de 68,4 años, mientras que en 2010 ascendió a 79,1 años¹⁸.

La población argentina se distingue además por su alto nivel de urbanización y por haber iniciado tempranamente este proceso en el contexto latinoamericano¹⁹. En los últimos años se ha advertido un notable crecimiento de la población urbana con respecto a la rural; específicamente en la provincia de Córdoba, para el año 2010, la población urbana era del 88,7%²⁰.

También la transición de la fecundidad ha sido un proceso particularmente precoz y rápido en Argentina²¹. Córdoba no ha sido ajena a este proceso; en efecto, el número de nacimientos por mujeres en edad fértil disminuyó aproximadamente un 20% en el periodo 1960-2010¹⁸.

Cabe mencionar que, si bien en Argentina se implementaron algunas acciones para mejorar el acceso a los métodos de cribado y promover la detección temprana del cáncer de mama, es recién en el año 2013 que se crea el Programa Nacional del Cáncer de Mama, en cuyo marco se efectúan estas acciones de manera sistemática²².

Debe destacarse que, en Latinoamérica, estos fenómenos demográficos ocurren en un contexto de marcada inequidad social¹⁷. La noción de inequidad social en salud, particularmente, implica que los diferenciales entre grupos poblacionales se consideran injustos, prevenibles y, por ende, innecesarios²³. En relación al cáncer de mama, si bien se ha observado una alta incidencia en mujeres de cualquier condición socioeconómica, aquellas con mayores desventajas sociales serían las más vulnerables⁷. Dado que la potencial vinculación entre los factores mencionados y el cáncer de mama puede variar según el contexto en que se evalúe, y que tal aspecto ha sido escasamente estudiado en Argentina, el objetivo del presente trabajo fue identificar determinantes sociodemográficos asociados a la distribución espacial de la incidencia del cáncer de mama en la provincia de Córdoba, Argentina, en el año 2010, con el fin último de develar inequidades sociales en salud subyacentes en dicha población.

Métodos

Diseño del estudio y fuentes de datos

Se desarrolló un estudio ecológico multigrupal empleando como unidades de análisis territorial los 26 departamentos que conforman la provincia de Córdoba. Esta provincia registró una población total de 3.308.876 habitantes en el año 2010 (último censo nacional), con un 10,3% de su población residente en áreas rurales (localidades con menos de 2000 habitantes). La proporción de mujeres para el mismo año fue del 47,43% en las áreas rurales y del 51,99% en las urbanas.

Se utilizaron TICM (CIE-10 C50), brutas y estandarizadas por edad por método directo (población de la provincia de Córdoba de referencia). Estas tasas, por departamento, fueron provistas por el Registro Provincial de Tumores del Ministerio de Salud de la provincia de Córdoba. Las tasas anuales de 2009, 2010 y 2011 fueron promediadas. Así, las tasas referenciadas al año 2010 corresponden al promedio trianual 2009-2011.

Los indicadores sociodemográficos considerados fueron:

- De urbanización: variación intercensal relativa de la población (censos 2001 y 2010), densidad poblacional, porcentaje

de población urbana (proporción de población que vive en localidades de 2000 o más habitantes), razón de habitantes urbanos-rurales e incremento absoluto medio anual de la población urbana.

- De fecundidad: relación niñas/niños menores de 5 años por mujeres en edad fértil y tasa de fecundidad general (promedios trianuales 2009-2011).
- De envejecimiento: porcentaje de hogares pobres (con necesidades básicas insatisfechas [NBI]) con personas mayores, relación de feminidad en personas mayores, índice de envejecimiento femenino (relación entre las mujeres de 65 años y más, y las menores de 15 años, por 100) y edad mediana femenina.

Estos indicadores fueron calculados mediante el procesamiento de la base de datos del Censo Nacional de Población y Vivienda 2010 (INDEC), empleando el *software* Redatam+SP (CELADE/CEPAL, Naciones Unidas, 2013). En relación a las tasas de fecundidad general, la información sobre el número de nacimientos se obtuvo a partir de datos publicados por el Departamento Central de Estadística, Ministerio de Salud de Córdoba, y la información sobre el total de mujeres en edad fértil mediante estimaciones poblacionales por interpolación exponencial a partir de la información censal (2010), publicada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). Dado el enfoque ecológico del presente trabajo, el cual conlleva el empleo de fuentes secundarias de datos agregados (de orden poblacional), recopilados y publicados por organismos del estado, no se requirió la evaluación por parte de un comité de ética.

Análisis espacial y modelación estadística

A los fines de obtener una medida de la variabilidad geográfica entre las unidades espaciales de análisis se calcularon el rango interpercentil (percentil 95 – percentil 5) y el coeficiente de variación de las distintas variables consideradas. Luego, para lograr una medida de agrupación espacial global de los valores de las variables estudiadas y testear la hipótesis nula de aleatoriedad espacial total en sus distribuciones, se estimó la autocorrelación espacial a través del índice de Moran²⁴. En general, sus valores oscilan entre -1 y 1. Valores próximos a -1 indican una fuerte autocorrelación espacial negativa (esto es, tendencia a encontrar un patrón espacial de valores altos y bajos de modo disperso), mientras que valores cercanos a 1 indican una fuerte autocorrelación espacial positiva (tendencia al agrupamiento espacial de valores similares, altos o bajos); el valor esperado en ausencia de autocorrelación se aproxima a cero²⁵.

Para la variable respuesta (TICM) se valoró también la autocorrelación espacial a diferentes intervalos de distancia euclídea (desde el centro del polígono de cada departamento). Se adoptó la distancia euclídea normalizada, que pondera por la estructura de varianza-covarianza. La distribución de esta distancia estandarizada se dividió luego en terciles para adoptar puntos de corte objetivos para la definición de categorías de distancias.

En adición, para valorar la desigualdad relativa en las TICM (bruta y estandarizada por edad) se calculó el índice de concentración según la proporción de hogares con NBI y el incremento absoluto medio anual de la población urbana como variables socioeconómicas. Se empleó para ello el *software* EPIDAT, estableciendo a la población total femenina (2010) como población expuesta. Complementariamente se calculó la razón de tasas de incidencia entre los departamentos de los quintiles 5 y 1. Posteriormente, las variables de interés fueron incorporadas a un sistema de información geográfica para la construcción de mapas con un nivel de agregación departamental (distribución por cuartiles), utilizando el *software* ArcGIS 10.2 (aplicación central ArcMap) (ESRI Inc. 1999-2012).

En una segunda etapa se utilizaron modelos jerárquicos incorporando la asociación espacial. Así, fueron ajustados modelos de regresión de Poisson multinivel (departamento como variable de agrupamiento o *cluster*) para estimar los efectos de las covariables sociodemográficas seleccionadas (se priorizaron aquellas que presentaron autocorrelación espacial dentro de cada dimensión de estudio: urbanización, fecundidad y envejecimiento) sobre las TICM brutas y estandarizadas por edad. Cabe mencionar que todas las variables se analizaron de manera continua, y que los indicadores de envejecimiento poblacional solo se usaron en modelos con la TICM bruta como variable respuesta, dado que en la tasa ajustada la edad es un factor cuyo efecto es controlado. El porcentaje de hogares con NBI fue incluido como covariable de ajuste por su potencial papel como determinante social vinculado a la ocurrencia de cáncer de mama. Para realizar los análisis se empleó el *software* Stata v13²⁶.

Resultados

La [tabla 1](#) resume las principales características de los departamentos de la provincia de Córdoba, en relación a las variables consideradas en este estudio. Como puede apreciarse, las TICM promedio (desviación estándar), bruta y estandarizada por edad (año 2010), fueron de 53,65 (13,22) y 66,98 (18,15) casos por 100.000

Tabla 1

Medidas resumen de las tasas de incidencia del cáncer de mama y características sociodemográficas. Córdoba, Argentina, 2010

| | Media | Mediana | DE | CV | Rango IP |
|--|--------|---------|---------|--------|----------|
| <i>Incidencia de cáncer de mama</i> | | | | | |
| TICM bruta | 53,65 | 51,93 | 13,22 | 24,64 | 52,51 |
| TICM estandarizada por edad | 66,98 | 63,45 | 18,15 | 27,09 | 68,83 |
| <i>Urbanización</i> | | | | | |
| Variación intercensal relativa de la población (%) | 8,72 | 7,75 | 6,90 | 79,12 | 29,31 |
| Densidad poblacional (hab/km ²) | 106,59 | 10,21 | 461,24 | 432,72 | 1566,99 |
| Población urbana (%) | 69 | 77,03 | 25,96 | 37,62 | 98,44 |
| Razón de habitantes urbanos-rurales | 909,01 | 338,24 | 2113,98 | 232,55 | 8196,45 |
| Incremento absoluto medio anual de la población urbana (hab) | 945,23 | 503 | 1292,51 | 136,74 | 4919,8 |
| <i>Fecundidad</i> | | | | | |
| Relación de niños/niñas menores de 5 años por mujeres en edad fértil | 33,50 | 33,4 | 2,68 | 8 | 9,86 |
| Tasa de fecundidad general | 65,01 | 67,36 | 10,05 | 15,45 | 18,75 |
| <i>Envejecimiento</i> | | | | | |
| Hogares con NBI y personas mayores (%) | 5,5 | 3 | 5,28 | 96 | 18 |
| Relación de feminidad en personas mayores | 122,61 | 125,94 | 13,86 | 11,30 | 36,42 |
| Índice de envejecimiento femenino | 52,76 | 53,8 | 12,32 | 23,35 | 33,47 |
| <i>Edad mediana femenina (años)</i> | | | | | |
| | 30,84 | 31 | 2,11 | 6,84 | 6 |

CV: coeficiente de variación; DE: desviación estándar; IP: interpercentil, P95 – P5; NBI: necesidades básicas insatisfechas; TICM: tasa de incidencia de cáncer de mama.

Tabla 2
Índices de Moran estimados para las tasas de incidencia de cáncer de mama (bruta y estandarizada por edad) y desigualdad relativa según la razón de tasas y el índice de concentración. Córdoba, Argentina

| | Índice de Moran | | Razón de tasas Quintil 1/5 | Índice de concentración | |
|-----------------------------|-------------------------------|-------|-------------------------------|---------------------------------|---|
| | Incidencia del cáncer de mama | p | | Según proporción de hogares NBI | Según incremento de la población urbana |
| TICM bruta | 0,101 ^a | <0,01 | 1,95 | 0,031 ^b | 0,017 |
| TICM estandarizada por edad | -0,558 ^a | 0,032 | 2,10 | 0,041 ^c | 0,102 |

NBI: necesidades básicas insatisfechas; TICM: tasa de incidencia de cáncer de mama.

^a Índice de Moran significativo ($p < 0,05$).^b Índice de concentración según hogares con NBI y personas mayores.^c Índice de concentración según proporción de hogares con NBI.

mujeres/año, respectivamente. En relación a las características sociodemográficas, los departamentos mostraron, en promedio, una relación de niñas/niños menores de 5 años por mujeres en edad fértil de 33,5 (2,68), un porcentaje de hogares pobres (con NBI) con personas mayores del 5,5% (5,28%) y un aumento medio anual de su población urbana de 945 (1292,56) habitantes (periodo intercensal 2001-2010). Según el coeficiente de variación y el rango interpercentiles, estimados para cada característica, se observa que los indicadores «densidad poblacional» y «razón de habitantes urbanos-rurales» fueron los que presentaron mayor variabilidad geográfica en la provincia de Córdoba en el año 2010 (tabla 1).

En cuanto al análisis de autocorrelación espacial, en las tablas 2 y 3 puede apreciarse que la mayoría de las variables presentaron un valor de índice de Moran significativo y positivo, indicando que en la distribución espacial de cada uno los valores altos, así como aquellos pequeños, están más agrupados espacialmente de lo que se esperaría si los procesos espaciales subyacentes fueran aleatorios.

La TICM estandarizada por edad solo mostró autocorrelación espacial significativa cuando se consideraron distintos intervalos de distancia, evidenciando un valor de índice de Moran negativo para el intervalo de mayor amplitud ($I = -0,558$; $p = 0,032$) (tabla 2). Así, valores altos y valores bajos de estas tasas estarían más dispersos espacialmente de lo que se esperaría si los procesos espaciales subyacentes fueran aleatorios.

En adición, la razón de TICM entre los departamentos de los quintiles 5 y 1 indicó una relativa desigualdad entre los departamentos de la provincia de Córdoba. Por su parte, el índice de concentración evidenció una mayor desigualdad relativa al

Tabla 3
Índices de Moran estimados para indicadores sociodemográficos. Córdoba, Argentina

| Índice de Moran | I | p |
|---|--------------------|-------|
| <i>Urbanización</i> | | |
| Variación intercensal relativa de la población | -0,046 | 0,443 |
| Densidad poblacional | -0,061 | 0,201 |
| Porcentaje de población urbana | 0,088 ^a | <0,01 |
| Razón de habitantes urbanos-rurales | -0,016 | 0,211 |
| Incremento absoluto medio anual de la población urbana | 0,221 ^a | <0,01 |
| <i>Fecundidad</i> | | |
| Relación niñas/niños menores de 5 años por mujeres en edad fértil | 0,049 ^a | <0,01 |
| Tasa de fecundidad general | -0,020 | 0,298 |
| <i>Envejecimiento</i> | | |
| Hogares con NBI y personas mayores (%) | 0,118 ^a | <0,01 |
| Relación de feminidad en personas mayores | 0,076 ^a | <0,01 |
| Índice de envejecimiento femenino | 0,076 ^a | <0,01 |
| Edad mediana femenina | 0,085 ^a | <0,01 |

NBI: necesidades básicas insatisfechas.

^a Variables con índice de Moran significativo ($p < 0,05$).

considerar el incremento absoluto medio anual de la población urbana que la proporción de hogares con NBI (tabla 2).

Las figuras 1 y 2 presentan los mapas que ilustran la distribución espacial de la TICM y de los indicadores sociodemográficos incluidos como covariables en los modelos de regresión multinivel. Se observa que las distribuciones espaciales de las tasas brutas y estandarizadas fueron similares, evidenciándose diferencias geográficas en la ocurrencia de cáncer de mama en la provincia de Córdoba (fig. 1 A y B). Las menores TICM se registraron mayormente en departamentos del suroeste provincial, en tanto las más elevadas se registraron en el centro-oeste de la provincia, y en menor medida en el norte y el oeste (fig. 1 A y B).

En relación con la fecundidad, en la figura 2 A puede apreciarse que los departamentos de mayor fecundidad relativa se ubican al noroeste y los de menor al centro-este de la provincia. La figura 2 B muestra, por su parte, que la mayor velocidad de urbanización (mayor incremento absoluto anual de la población urbana) no presentó un patrón agrupado.

En cuanto al porcentaje de hogares pobres (con NBI) con personas mayores, la figura 2 C muestra que los departamentos más desfavorecidos fueron los de la región noroeste. Por último, el porcentaje de hogares con NBI tuvo un patrón espacial (fig. 2 D) similar al del indicador anterior (fig. 2 C), acentuándose en este caso la concentración de los departamentos más desfavorecidos en el norte de la provincia.

La tabla 4 muestra los resultados del ajuste de los modelos de Poisson. Se observa que, a escala departamental, el incremento absoluto medio anual de la población urbana se asoció de manera inversa a la ocurrencia de cáncer de mama: por cada incremento unitario de este indicador, la TICM (tanto bruta como ajustada por edad) disminuye un 0,1% (incremento del riesgo relativo [IRR] = 0,999; $p < 0,001$). La proporción de hogares con NBI y con personas mayores presentó, por su parte, una asociación directa con la ocurrencia de cáncer de mama, aumentado en un 18% la TICM bruta por cada punto porcentual de incremento de esta variable (IRR = 1,180; $p < 0,001$). Además, existió una asociación directa entre la proporción de hogares con NBI y el cáncer de mama: por cada incremento en una unidad del indicador de pobreza en cuestión, la TICM estandarizada por edad aumentó aproximadamente un 13% (IRR = 1,128; $p < 0,001$). Por último, el indicador de fecundidad considerado no presentó asociación con dicha tasa (tabla 4).

Discusión

Los resultados obtenidos en este trabajo indican que existe un patrón no aleatorio en la distribución espacial de las TICM (brutas y estandarizadas) y en algunos indicadores de envejecimiento poblacional, fecundidad y urbanización en Córdoba (Argentina) en el año 2010. Además, la creciente urbanización y la proporción de hogares pobres (total y con personas mayores) se identificaron como determinantes sociodemográficos de la incidencia del cáncer de mama. El análisis conjunto define escenarios de inequidad social

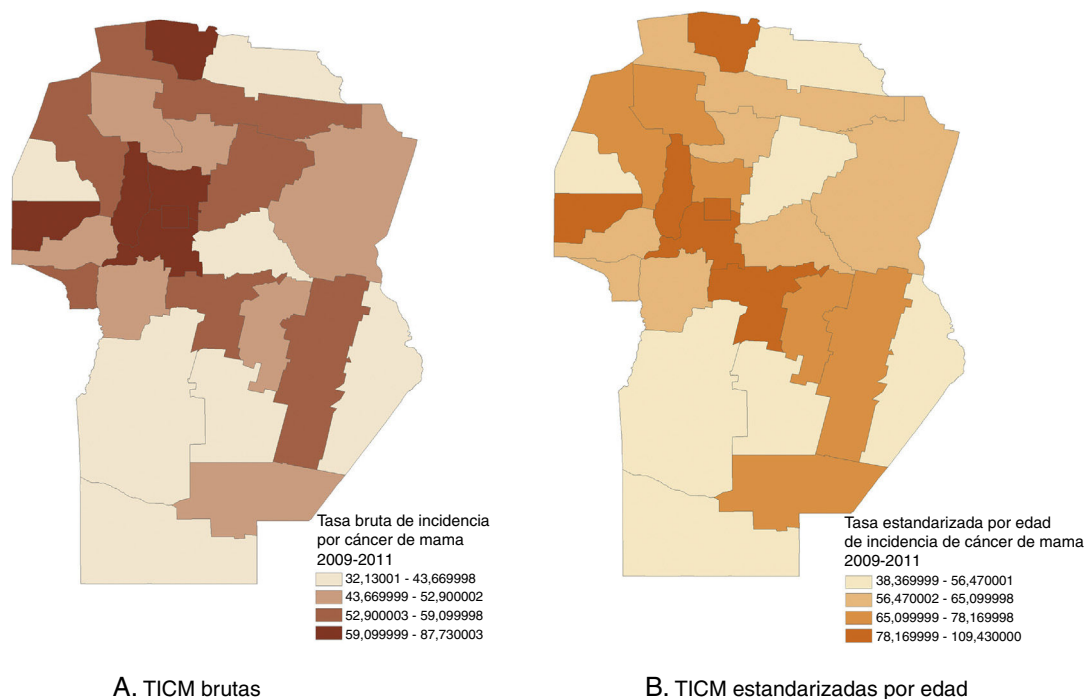


Figura 1. Distribución espacial de las tasas de incidencia de cáncer de mama por 100.000 mujeres. Córdoba, Argentina, 2010.

que explican, en parte, los diferenciales geográficos observados en la carga de cáncer de mama en la población de mujeres estudiada.

En este estudio, la urbanización se asoció de manera inversa con la incidencia de cáncer de mama. El menor riesgo de desarrollo de cáncer de mama, asociado a niveles altos de urbanización en Córdoba, podría vincularse al hecho de que son las ciudades las que presentan instituciones de salud de mayor complejidad, con servicios de salud acorde a los requerimientos de este tipo de patología y, probablemente, con mayor desarrollo de estrategias de captación para su prevención. En los países de medianos y bajos ingresos se conoce que las instituciones de salud de mayor complejidad se encuentran en aglomerados urbanos, y Córdoba no es ajena a este patrón. La inadecuada distribución de la atención sanitaria es reconocida como uno de los determinantes sociales de la salud²⁷, lo cual ha sido ratificado por estudios previos sobre mortalidad por cáncer de mama en la provincia de Córdoba⁵. Sin embargo, otros estudios reportan una asociación directa entre la TICM y la urbanización, ligada a ciertas exposiciones, comportamientos y patrones reproductivos más comunes en estas áreas, así como también a las mayores tasas de detección, lo cual redundaría en un mayor reporte de casos⁹. Cabe aclarar, no obstante, que la mayor evidencia en este sentido proviene de estudios conducidos en países desarrollados.

Si bien otros estudios reportan una relación directa entre la disminución de las tasas de fecundidad y el aumento de la mortalidad

por cáncer de mama²⁸, la incidencia de cáncer de mama en Córdoba no mostró asociación con el indicador de fecundidad considerado. No obstante, es menester mencionar que el menor riesgo de desarrollo de cáncer de mama vinculado a ciertas variables reproductivas ha sido estudiado, por lo general, con diseños epidemiológicos cuyas unidades de observación son las personas (estudios de cohortes y de casos y controles), y no grupos poblacionales, como en este caso (estudio ecológico). Así, lo usualmente reportado es el efecto que la reproducción biológica tiene sobre el estado hormonal y su impacto en un cáncer dependiente de hormonas, como es el cáncer de mama. En cambio, la fecundidad es, además de una conducta biológica, un comportamiento social adherido a su contexto socioeconómico y sociocultural²⁹. Bajo esta óptica, entonces, la reproducción biológica o paridad no sería equiparable a la fecundidad.

Se ha propuesto que las poblaciones más envejecidas exhiben tasas de incidencia de cáncer de mama más altas³⁰. En el presente estudio, el indicador de envejecimiento que presentó asociación con las TICM fue aquel que integró además un indicador de pobreza (proporción de hogares con personas mayores y NBI). Siendo que la proporción de hogares con NBI fue también vinculada con un mayor riesgo de cáncer de mama, se ratifica la importancia de los contextos socioeconómicamente desfavorecidos en la entramada red de determinantes sociales del cáncer de mama en Córdoba. Estas inequidades sociales (en tanto reflejan diferencias injustas en salud)

Tabla 4

Estimación de las medidas de asociación para la variable dependiente (cáncer de mama) y las covariables (indicadores sociodemográficos). Córdoba, Argentina, 2010

| | IRR | IC95% | p |
|--|-------|-------------|-------|
| <i>Modelo I: TICM bruta</i> | | | |
| Incremento absoluto medio anual de la población urbana | 0,999 | 0,998-0,999 | <0,01 |
| Hogares con NBI y con personas mayores (%) | 1,180 | 1,123-1,240 | <0,01 |
| <i>Modelo II: TICM estandarizada</i> | | | |
| Incremento absoluto medio anual de la población urbana | 0,999 | 0,999-0,999 | <0,01 |
| Relación de niñas/niños menores de 5 años por mujeres en edad fértil | 1,065 | 0,980-1,157 | 0,137 |
| Proporción de hogares con NBI | 1,128 | 1,076-1,183 | <0,01 |

IC95%: intervalo de confianza del 95%; IRR: incremento del riesgo relativo; NBI: necesidades básicas insatisfechas; TICM: tasa de incidencia de cáncer de mama.

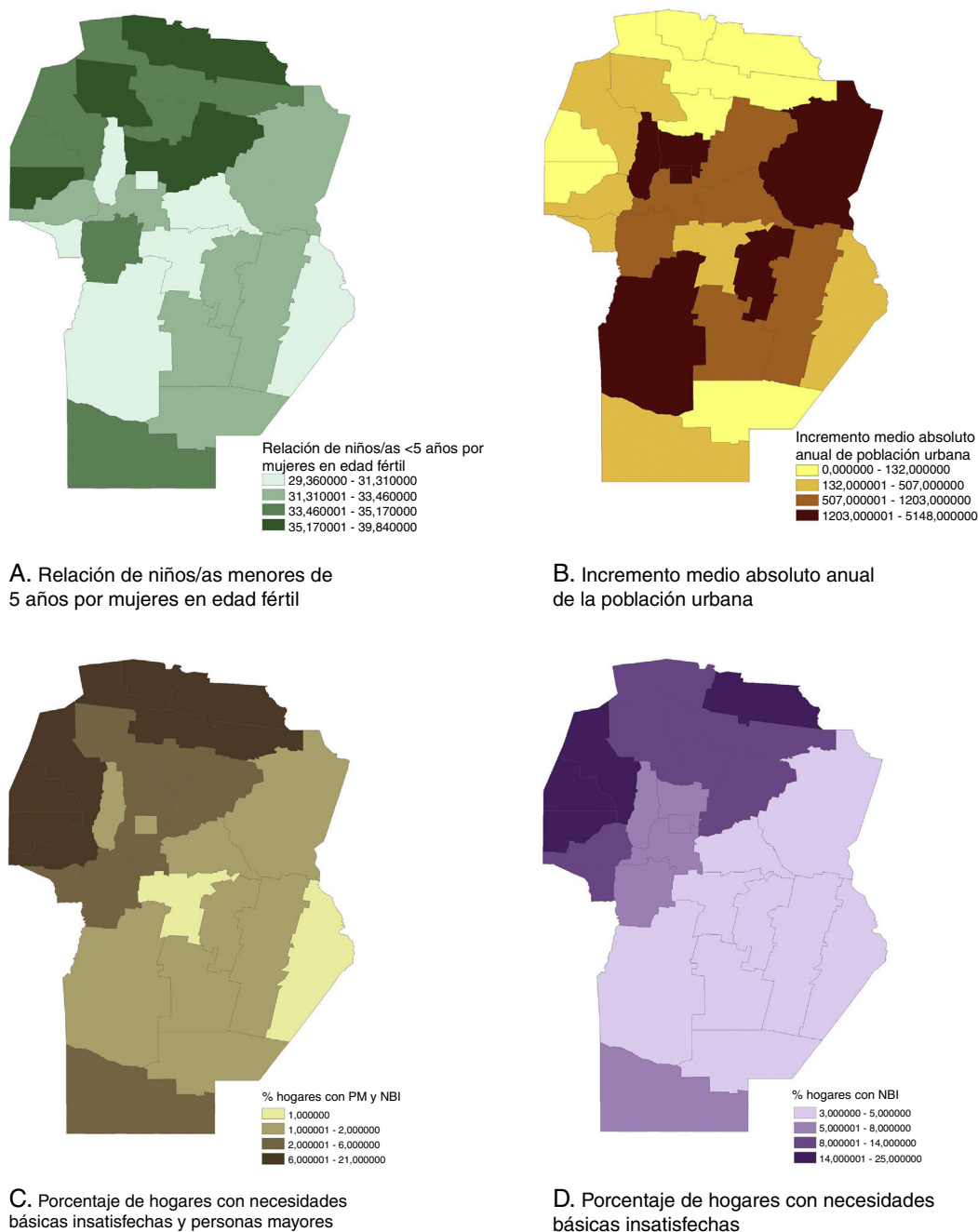


Figura 2. Distribución espacial de los indicadores sociodemográficos seleccionados. Córdoba, Argentina, 2010.

ya han sido vinculadas al desarrollo de cáncer de mama por otros autores³¹.

Típicamente, el cáncer de mama ha sido considerado como una enfermedad de la «opulencia»; no obstante, esta noción es cada vez más cuestionada en tanto la incidencia en los países más pobres está aumentando³². Bigby y Holmes³¹ documentaron las disparidades en todo el *continuum* del cáncer de mama y concluyeron que la incidencia de este se asoció en muchos estudios a una posición social desfavorable. En adición, señalaron que las mujeres que residen en áreas socioeconómicamente más desfavorecidas experimentan con más frecuencia un diagnóstico de la enfermedad tardío. Específicamente en la provincia de Córdoba, la realización de mamografías (reconocida herramienta para un diagnóstico oportuno) fue menos frecuente en el grupo de mujeres con menor nivel educativo (28,3% para educación primaria incompleta frente a 70,7% para secundaria

completa o más) y con menor ingreso (38% para el menor estrato de ingresos frente a 72,9% para el mayor)³³. Según el informe de resultados 2006–2011 del Programa de Detección Precoz del Cáncer de Mama del Ministerio de Salud de la Provincia de Córdoba (2015), en dicho periodo se realizaron 80.000 mamografías en 100 municipios de la provincia.

Se han propuesto algunas explicaciones biológicas al hecho de que las diferencias sociales impliquen riesgos diferenciales de morbilidad por cáncer. La teoría de la respuesta neuroendocrina a los estresantes psicosociales señala que las situaciones que constantemente implican mayor actividad, esfuerzo, malestar y estrés (más frecuentes en los contextos de pobreza) generan un aumento de la secreción de adrenalina y cortisol, hormonas estas que tienen efectos fisiológicos deletéreos^{34,35}. Asimismo, la alteración del ciclo circadiano, frecuentemente de origen laboral, se ha propuesto como

otro de los mecanismos biológicos para explicar la relación entre condiciones de vida y morbilidad por cáncer de mama^{36,37}.

Otros autores proponen, por su parte, que las diferencias en la incidencia de cáncer entre clases sociales pueden explicarse por exposiciones diferenciales a agentes químicos, muchas veces determinado esto por las condiciones de trabajo y por los estilos de vida (dieta, tabaco, alcohol, sedentarismo, etc.)³⁸. En Argentina, la prevalencia de factores de riesgo para el cáncer (como tabaquismo, bajo nivel de actividad física y escaso consumo de frutas y verduras) es mayor en la población que vive en condiciones de pobreza (según NBI)³⁹, con lo cual serían sus estilos de vida los que podrían explicar, en alguna medida, el mayor riesgo de padecer cáncer de mama en nuestro contexto. En efecto, en la provincia de Córdoba fue recientemente reportada la existencia de asociación entre la incidencia de cáncer de mama y los hábitos alimentarios de las mujeres^{14,15}. Conforme lo expuesto, la distribución injusta de estos bienes sociales podría explicar también las inequidades en la incidencia de cáncer de mama observadas en este estudio. De hecho, los estilos de vida, valorados frecuentemente como inherentes a la persona, suelen estar condicionados por el entorno socioambiental en que se producen estos comportamientos no favorables para la salud.

Antes de concluir resulta necesario exponer algunas debilidades y limitaciones del trabajo. En principio, se reconoce que la «falacia ecológica» es un sesgo potencial característico de los estudios ecológicos⁴⁰. Es necesario destacar que las asociaciones estimadas en este trabajo no reflejan relaciones causales, sino asociaciones ecológicas (a nivel agregado para la unidad de análisis) que no deben interpretarse individualmente. También cabe mencionar que, al tratarse de un estudio transversal, la enfermedad y la exposición se miden al mismo tiempo, lo que impide tomar en cuenta el periodo de latencia entre la exposición y el efecto. No obstante, a menudo se asume que la exposición actual refleja la exposición en el pasado⁴⁰. Por último, debe mencionarse que este trabajo analiza las asociaciones espaciales adoptando un enfoque estadístico frecuentista y seleccionando un modelo de Poisson multinivel para el proceso de estimación. Este modelo impone componentes de varianza para el manejo de la heterogeneidad espacial y la presencia de correlaciones. Si bien esta estrategia de modelación suele emplearse en estudios epidemiológicos en cáncer, sería conveniente la comparación de los resultados obtenidos con otros originados desde modelos jerárquicos bayesianos. Dicho enfoque es útil, entre otros aspectos, cuando el tamaño de la población/unidad de análisis es el causante, en parte, de la variabilidad de las tasas, provocando con ello que estas aparezcan con mayor o menor riesgo sin un grado aceptable de confiabilidad. Los modelos jerárquicos bayesianos, con respuesta de Poisson, imponen una estructura a los riesgos relativos modelándolos colectivamente como un proceso estocástico espacial⁴¹, e incluyen técnicas de simulación en el proceso de estimación⁴². Se reconoce, en consecuencia, la necesidad de su implementación en futuros abordajes en esta línea de estudio.

Para concluir, desde un enfoque sociodemográfico y espacial, en el presente trabajo pudieron identificarse algunas inequidades macrocontextuales que determinan disparidades en los riesgos de enfermar por cáncer de mama en Córdoba, Argentina. Si bien los resultados de este estudio deben considerarse con cautela, se considera que contribuyen al conocimiento de los determinantes sociales del cáncer de mama en el contexto local, lo cual ha sido escasamente explorado, y se constituye, en consecuencia, en un valioso insumo para el diseño futuro de programas y políticas de salud. Cabe recomendar, en virtud de los resultados obtenidos, la profundización en el estudio de los procesos que generan las inequidades sociales y los efectos que tienen sobre la salud de las mujeres, así como desarrollar estudios e intervenciones en salud pública centrados en grupos de población con mayor riesgo de padecer cáncer de mama, como son las mujeres residentes en

hogares socioeconómicamente desfavorecidos y en áreas menos urbanizadas. Por último, siguiendo a Östlin y Sen⁴³, debe considerarse que el empoderamiento de las mujeres en la afirmación de sus derechos humanos, incluido su derecho a la salud, constituye una de las maneras más potentes para reducir las inequidades en salud.

¿Qué se sabe sobre el tema?

Diversos determinantes sociodemográficos (envejecimiento, fecundidad, urbanización) fueron vinculados a la ocurrencia de cáncer de mama en países en vías de desarrollo. Argentina es un país con alta incidencia de cáncer de mama y gran inequidad social. La potencial vinculación entre estos aspectos y el cáncer de mama ha sido escasamente estudiada en Argentina.

¿Qué añade el estudio realizado a la literatura?

Los resultados de este estudio aportan conocimiento de las implicancias de las inequidades sociales en los riesgos de enfermar por cáncer de mama en mujeres de Córdoba, Argentina. Se identificaron determinantes sociodemográficos del cáncer de mama, lo cual constituye un valioso insumo para la definición de políticas de salud equitativas en la prevención de este cáncer.

Editora responsable del artículo

Mercedes Carrasco Portiño.

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

N. Tumas y S.A. Pou concibieron y diseñaron el estudio, revisaron la literatura científica, analizaron los datos, redactaron el artículo y aprobaron la versión final del manuscrito. M.P. Díaz diseñó y coordinó el estudio, realizó una revisión crítica del manuscrito con importantes contribuciones y aprobó su versión final para publicación.

Financiación

Programa SeCyT-UNC «Epidemiología ambiental del cáncer y otras enfermedades crónicas en Córdoba» Res. Nro. 203/14. 2014-2015.

Conflictos de intereses

Ninguno.

Agradecimientos

Al Registro Provincial de Tumores de la Provincia de Córdoba (Argentina) por facilitar los datos de casuística de incidencia del cáncer de mama. Al Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) por la beca de N. Tumas.

Bibliografía

- Martínez-Montañez OG, Uribe-Zúñiga P, Hernández-Ávila M. Políticas públicas para la detección del cáncer de mama en México. *Salud Publica Mex.* 2009;51:350-60.
- Amadou A, Torres-Mejía G, Hainaut P, et al. Breast cancer in Latin America: global burden, patterns, and risk factors. *Salud Publica Mex.* 2014;56:547-54.
- Ferlay J, Soerjomataram I, Ervik M, et al. Cancer incidence and mortality worldwide: IARC CancerBase GLOBOCAN 2012. *IARC.* 2013;11:1.
- Registro Provincial de Tumores. Informe sobre Cáncer en la Provincia de Córdoba. 2004-2009. Córdoba: Editorial de la Provincia de Córdoba; 2013.
- Tumas N, Niclis C, Osella A, et al. Tendencias de mortalidad por cáncer de mama en Córdoba, Argentina, 1986-2011: algunas interpretaciones sociohistóricas. *Rev Panam Salud Publica.* 2015;37:330-6.
- Díaz MP, Osella AR, Aballay LR, et al. Cancer incidence pattern in Cordoba, Argentina. *Eur J Cancer Prev.* 2009;18:259-66.
- Lozano-Ascencio R, Gómez-Dantés H, Lewis S, et al. Tendencias del cáncer de mama en América Latina y el Caribe. *Salud Publica Mex.* 2009;51:147-56.
- Gerend MA, Pai M. Social determinants of Black-White disparities in breast cancer mortality: a review. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev.* 2008;17:2913-23.
- Hall SA, Kaufman JS, Millikan RC, et al. Urbanization and breast cancer incidence in North Carolina, 1995-1999. *Ann Epidemiol.* 2005;15:796-803.
- Benz C. Impact of aging on the biology of breast cancer. *Crit Rev Oncol Hematol.* 2008;66:65-74.
- Gregorio DI, Kuldorff M, Barry L, et al. Geographic differences in invasive and in situ breast cancer incidence according to precise geographic coordinates. Connecticut, 1991-95. *Int J Cancer.* 2002;100:194-8.
- Porter P. "Westernizing" women's risks? Breast cancer in lower-income countries. *N Engl J Med.* 2008;358:213-6.
- Gong P, Liang S, Carlton EJ, et al. Urbanization and health in China. *Lancet.* 2012;379:843-52.
- Tumas N, Niclis C, Aballay LR, et al. Traditional dietary pattern of South America is linked to breast cancer: an ongoing case-control study in Argentina. *Eur J Nutr.* 2014;53:557-66.
- Pou SA, Niclis C, Aballay LR, et al. Cáncer y su asociación con patrones alimentarios en Córdoba (Argentina). *Nutr Hosp.* 2014;29:618-28.
- Rojas Camayo J. Lactancia materna y cáncer de mama: un estudio caso-control en pacientes del Hospital Nacional Arzobispo Loayza, Lima-Perú. *Anales de la Facultad de Medicina UNMSM.* 2008;69:22-8.
- CEPAL. Población y salud en América Latina y el Caribe: retos pendientes y nuevos desafíos. LC/L. 3216(CEP.;1; 2010/3). 2010. (Consultado el 3/6/2015.) Disponible en: <http://www.cepal.org/es/publicaciones/2945-poblacion-y-salud-en-america-latina-y-el-caribe-retos-pendientes-y-nuevos>
- Dirección General de Estadística y Censos. Dirección de Estadísticas Socio-demográficas siglo XX e inicios del siglo XXI. Volumen, estructura y dinámica poblacional de la Provincia de Córdoba. 2014. (Consultado el 5/3/2015.) Disponible en: <http://estadistica.cba.gov.ar/LinkClick.aspx?fileticket=Gn9QSiSYt6g%3D&tabid=84&language=es-AR>
- Pantelides E, Moreno M. Situación de la población argentina. Buenos Aires: Programa Naciones Unidas para el Desarrollo - PNUD-UNFPA; 2009 (Consultado el 4/6/2015.) Disponible en: <https://www.unfpa.org/sites/default/files/admin-resource/Argentina-Situacion-de-la-Poblacion-en-la-Argentina.0.pdf>
- INDEC. Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010. Resultados definitivos de población para la provincia y el departamento General San Martín. Observatorio Integral de la Región. Universidad Nacional de Villa María, Argentina. 2013. (Consultado el 20/11/2015.) Disponible en: http://www.unvm.edu.ar/sites/default/archivos/noticias/adjuntos/informe_censo_2010_resultados_definitivos_de_poblacion_para_la_provincia_y_el_dpto._gral._san_martin.pdf
- CEPAL. La fecundidad en América Latina: un descenso acelerado y heterogéneo con profundas transformaciones demográficas y sociales. Observatorio demográfico, N.º 5. 2010. (Consultado el 13/3/2015.) Disponible en: <http://www.cepal.org/publicaciones/xml/8/36498/lafecundidadod05.pdf>
- Viniegra M, Paolino M, Arrossi S. Cáncer de mama en Argentina: organización, cobertura y calidad de las acciones de prevención y control. Representación OPS/OMS Argentina. 2010. (Consultado el 4/6/2015.) Disponible en: <http://iris.paho.org/xmlui/handle/123456789/5527>
- Krieger N. A glossary for social epidemiology. *J Epidemiol Community Health.* 2001;55:693-700.
- Moran PA. The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society Series B (Methodological).* 1948;10:243-51.
- Zhao X, Huang X, Liu Y. Spatial autocorrelation analysis of Chinese inter-provincial industrial chemical oxygen demand discharge. *Int J Environ Res Public Health.* 2012;9:2031-44.
- StataCorp. Stata Statistical Software: Release 13. College Station, TX: StataCorp LP; 2013.
- OMS. Comisión sobre Determinantes Sociales de la Salud. Subsanan las desigualdades en una generación: alcanzar la equidad sanitaria actuando sobre los determinantes sociales de la salud. 2009. (Consultado el 3/3/2015.) Disponible en: http://www.who.int/social.determinants/final_report/csdh_finalreport_2008_execsumm.es.pdf
- Hernández G, Herrán S, Cantor LF. Análisis de las tendencias de mortalidad por cáncer de mama en Colombia y Bogotá, 1981-2000. *Revista Colombiana de Cancerología.* 2007;11:32-9.
- Bongaarts J, Watkins SC. Social interactions and contemporary fertility transitions. *Popul Dev Rev.* 1996;639-82.
- Lence J, Camacho R. Cáncer y transición demográfica en América Latina y el Caribe. *Revista Cubana de Salud Pública.* 2006;32.
- Bigby J, Holmes MD. Disparities across the breast cancer continuum. *Cancer Causes Control.* 2005;16:35-44.
- Krieger N. Is breast cancer a disease of affluence, poverty, or both? The case of African American women. *Am J Public Health.* 2002;92:611-3.
- Ferrante D, Linetzky B, Konfino J, et al. Encuesta Nacional de Factores de Riesgo 2009: evolución de la epidemia de las enfermedades crónicas no transmisibles en Argentina. Estudio de corte transversal. *Rev Argent Salud Pública.* 2011;2:34-41.
- Mackenbach JP. Genetics and health inequalities: hypotheses and controversies. *J Epidemiol Community Health.* 2005;59:268-73.
- Woods LM, Rachet B, Coleman MP. Origins of socio-economic inequalities in cancer survival: a review. *Ann Oncol.* 2006;17:5-19.
- Moreno F, Santana J, Quintanilla H. Riesgo de cáncer de mama en trabajadoras de turno nocturno. *Medicina y Seguridad del Trabajo.* 2013;59:146-58.
- Stevens R, Brainard G, Blask D, et al. Breast cancer and circadian disruption from electric lighting in the modern world. *CA Cancer J Clin.* 2014;64:207-8.
- Law C, Power C, Graham H, et al. Obesity and health inequalities. *Obes Rev.* 2007;8:19-22.
- Abriata MG. Análisis de situación de salud - ASIS, cáncer en Argentina - 2011. Boletín de Vigilancia Epidemiológica del Instituto Nacional del Cáncer. Argentina: Instituto Nacional del Cáncer; 2011. Informe técnico N.º 1.
- Borja-Aburto VF. Estudios ecológicos. *Salud Publica Mex.* 2000;42:533-8.
- Silva LA, Benavides A. El enfoque bayesiano: otra manera de inferir. *Gac Sanit.* 2001;15:341-6.
- Silva Aycaquer LC, Benavides Rodríguez A, Vidal Rodeiro CL. Análisis espacial de la mortalidad en áreas pequeñas. El enfoque bayesiano. *Rev Cubana Salud Publica.* 2003;29:314-22.
- Östlin P, Sen G. La inequidad de género en la salud: desigual, injusta, ineficaz e ineficiente. Informe final a la Comisión sobre Determinantes Sociales de la Salud de la OMS. Red de Conocimiento en Mujer y Equidad de Género. Organización Panamericana de la Salud. 2007. (Consultado el 4/2/2016.) Disponible en: http://www.paho.org/hq/index.php?option=com_docman&task=doc_details&gid=1982&Itemid=270&lang=es