

## **Determinantes sociales de la mortalidad por cáncer de mama y de próstata en Argentina, 2010: interpretaciones desde una perspectiva de género<sup>1</sup>.**

Tumas, Natalia<sup>1</sup>; Pou, Sonia Alejandra<sup>2</sup>; Niclis, Camila<sup>3</sup>; Román, María Dolores<sup>4</sup>; Saletti-Cuesta, Lorena<sup>5</sup>; Díaz, María del Pilar<sup>6</sup>

1. Centro de Investigación y Estudios en Cultura y Sociedad (CIECS), Universidad Nacional de Córdoba, CONICET. Córdoba, Argentina. nataliatumas@gmail.com
2. Instituto de Investigaciones en Ciencias de la Salud (INICSA), Universidad Nacional de Córdoba, CONICET, Facultad de Ciencias Médicas, Córdoba, Argentina; Cátedra de Estadística y Bioestadística, Escuela de Nutrición, Facultad de Ciencias Médicas, Universidad Nacional de Córdoba. Córdoba, Argentina. pousonia@conicet.gov.ar
3. Instituto de Investigaciones en Ciencias de la Salud (INICSA), Universidad Nacional de Córdoba, CONICET, Facultad de Ciencias Médicas, Córdoba, Argentina; Cátedra de Metodología de la Investigación de la Escuela de Nutrición, Facultad de Ciencias Médicas, Universidad Nacional de Córdoba. Córdoba, Argentina. cniclis@fcm.unc.edu.ar
4. Instituto de Investigaciones en Ciencias de la Salud (INICSA), Universidad Nacional de Córdoba, CONICET, Facultad de Ciencias Médicas, Córdoba, Argentina; Cátedra de Nutrición Materno Infantil de la Escuela de Nutrición, Facultad de Ciencias Médicas, Universidad Nacional de Córdoba. Córdoba, Argentina. doloresroman@gmail.com
5. Centro de Investigación y Estudios en Cultura y Sociedad (CIECS), Universidad Nacional de Córdoba, CONICET. Córdoba, Argentina. lorenasaletti@gmail.com
6. Cátedra de Estadística y Bioestadística de la Escuela de Nutrición, Facultad de Ciencias Médicas, Universidad Nacional de Córdoba; Instituto de Investigaciones en Ciencias de la Salud (INICSA), Universidad Nacional de Córdoba, CONICET, Facultad de Ciencias Médicas, Córdoba, Argentina. pdiaz@fcm.unc.edu.ar

**Tópico:** Mortalidad, Género e Interseccionalidades en ALC

**Palabras clave:** cáncer de mama, cáncer de próstata, determinantes sociales, género, Argentina.

---

<sup>1</sup> Trabajo presentado en el VII Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población y XX Encuentro Nacional de Estudios Poblacionales, realizado en Foz de Iguazú/PR – Brasil, de 17 a 22 de octubre de 2016.

## **Introducción**

En las últimas décadas, en el marco de las transiciones demográfica y epidemiológica, los cánceres de mama (CM) y de próstata (CP) cobran protagonismo a nivel mundial como problema emergente de salud de las poblaciones. En Argentina estos sitios tumorales son principales causas de muerte por tumores, y en la provincia de Córdoba (Argentina) constituyen los cánceres más prevalentes en mujeres y varones, respectivamente (FERLAY et al., 2013; DÍAZ et al., 2010; NICLIS et al., 2010; NICLIS et al., 2011).

Algunos estudios señalaron que ciertos determinantes sociales de la salud, como la posición social, el empleo y la educación se vinculan a la morbimortalidad por cáncer (LENCE y CAMACHO, 2006). Han sido en efecto reportadas disparidades sociales en todo el *continuum* del cáncer, esto es, riesgo, incidencia, *screening*, diagnóstico, tratamiento, sobrevivencia y mortalidad (GEREND y PAI, 2008). Al respecto, fue señalado que las inequidades sociales en cáncer, incluyendo CM y CP, tendrían su origen en diferencias en las condiciones de vida y de trabajo, atención de la salud, educación, ingresos, y estatus social (KRIEGER, 2005; KURKURI y YEOLE, 2006).

Es ampliamente reconocido que las relaciones de género y poder son uno de los determinantes sociales más importantes de la salud, y que el género interactúa con otros determinantes sociales de la salud (OMS, 2009; SEN et al., 2007). Existen diferencias entre varones y mujeres en materia de salud ampliamente descriptas. A modo de ejemplo, en la mayor parte de las poblaciones la esperanza de vida de las mujeres es superior a la de los varones (OMS, 2006), no obstante frecuentemente las tasas de morbilidad son más altas en población de mujeres. Esta denominada “paradoja de género” (DANIELSSON y LINDBERG, 2001) y las maneras en que los factores biológicos y sociales determinantes interactúan para producirla, todavía no se comprende cabalmente; no obstante, existe creciente evidencia acerca de las inequidades en salud entre varones y mujeres de variable magnitud según la patología en cuestión.

Sen y cols. (2007) indicaron que las asimetrías sociales entre hombres y mujeres, producto de relaciones desiguales de género y de poder, determinan diferencias y desigualdades en salud cuyo origen es multicausal. Se han identificado, por un lado, riesgos y vulnerabilidades diferenciales por sexo en la probabilidad de enfermar o morir

por determinados cánceres, y por otro, en las condiciones de vida y roles, normas y valores atribuidos a cada sexo en la sociedad (KISS y MERYN, 2001; MOYNIHAN, 2002; DENTON 2004; SEN et al., 2007).

Fue señalado que la desigualdad de género y la equidad en la salud están regidas por estructuras macrosociales (SEN et al., 2007). En efecto, los cambios en los sistemas de género y su impacto en la salud de las poblaciones están muchas veces condicionados a procesos económicos y sociales que se encuentran fuera del sector salud. Al respecto fueron identificados algunos procesos estructurales que involucran factores sociodemográficos (como los cambios en la educación y las transiciones demográficas), como macrodeterminantes relacionados con el género (SEN et al., 2007).

Debido a que se reconoce que el análisis espacial en las investigaciones en salud posibilita avances en el conocimiento de la determinación social del proceso salud-enfermedad y en la identificación de desigualdades en salud (PREDEBON et al., 2010), describir las variaciones en los patrones de salud y enfermedad entre varones y mujeres, se considera permitirá identificar inequidades en salud relacionadas al género y esbozar algunas hipótesis sobre los factores estructurales que subyacen a las mismas.

Así, mediante un estudio ecológico y desde la perspectiva de la Epidemiología Social<sup>2</sup>, este trabajo plantea como objetivos: 1) describir el patrón de distribución geográfica de indicadores sociodemográficos seleccionados (de educación, condición socioeconómica, cobertura de salud, fecundidad, jefatura de hogar) y de la mortalidad por CM y CP en Argentina (2010), y 2) analizar si existe asociación entre la distribución espacial de tales indicadores sociodemográficos y la mortalidad por CM y CP en Argentina (2010), interpretando los resultados obtenidos desde una perspectiva de género.

---

<sup>2</sup> La Epidemiología Social incorpora la experiencia social de las poblaciones y por lo tanto permite un mejor entendimiento de cómo, dónde y por qué las desigualdades afectan la salud. En este sentido aporta valiosas herramientas para contribuir a la reducción de las inequidades en salud, desde la consideración primera de la determinación social del proceso salud-enfermedad (Krieger, 2001).

## **Material y Métodos**

Se realizó un estudio ecológico en Argentina (se excluye Antártida Argentina e Islas del Atlántico Sur), con dos niveles jerárquicos de desagregación, departamental (n=511, incluyendo 510 departamentos y Ciudad Autónoma de Buenos Aires) y provincial (n=24). Se estimaron las tasas de mortalidad por CM (CIE-10 C50) y CP (CIE-10 C61) estandarizadas por edad (por método directo, población mundial de referencia) para el año 2010. Para ello se emplearon datos de defunción por causas provistos por la Dirección de Estadísticas e Información de Salud de la Nación Argentina y se realizaron estimaciones poblacionales mediante interpolación exponencial a partir de las bases de datos censales de los años 2001 y 2010 del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Se consideraron diversos indicadores sociodemográficos, entre ellos: porcentaje de hogares con Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI), porcentaje de población sin cobertura de salud, porcentaje de jefes/jefas de hogar, porcentaje de población de 30 a 49 años con estudios universitarios completos, y relación de niños/niñas menores de cinco años por mujeres en edad fértil. Estos indicadores fueron obtenidos a partir de información publicada por el INDEC, y mediante el procesamiento de la base de datos del Censo Nacional de Población y Vivienda 2010 (INDEC) (software Redatam+SP). Estos indicadores fueron incorporados luego a un Sistema de Información Geográfica para la construcción de los mapas que ilustran su distribución espacial (software ArcGIS 10.1).

Posteriormente se propusieron modelos de regresión *Poisson* mixtos, considerando como variable respuesta la tasa de mortalidad (por CM o CP) y a los indicadores anteriormente mencionados como covariables. Dos componentes aleatorios fueron además incluidos, para reflejar la variabilidad jerárquica en dos niveles: nivel 1, departamentos; nivel 2, provincias. Los modelos fueron estimados en el software Stata v13 (STATA CORP, 2011). Los resultados obtenidos fueron luego interpretados desde una perspectiva de género.

## Resultados y discusión

La Tabla 1 resume las principales características de las unidades de análisis, en relación a las variables consideradas en este estudio. Como puede observarse, las tasas de mortalidad promedio por CM y CP, ajustadas por edad, fueron similares en Argentina para el año 2010 (15,55 casos por 100000 mujeres/año y 15,79 casos por 100000 varones/año, respectivamente; Tabla 1).

En relación a los indicadores sociodemográficos considerados, la proporción de mujeres de 30 a 49 años con estudios universitarios completos fue levemente superior a la de varones ( $p < 0,01$ ), en tanto fue ampliamente mayor la proporción de varones jefes de hogar que de mujeres ( $p < 0,01$ ). En cuanto al porcentaje de población sin cobertura de salud, la población masculina presentó con mayor frecuencia esta condición que la femenina (41,12% vs. 37,76%;  $p < 0,01$ ) (Tabla 1). Por último, Argentina presentó, en promedio y para el año 2010, una relación de 36,51 niños/niñas menores de cinco años por cada 100 mujeres en edad fértil, y una proporción de hogares con NBI de 15,47% (Tabla 1).

Tabla 1. Tasas de mortalidad por CM y CP (ajustadas por edad), e indicadores sociodemográficos seleccionados (media y desviación estándar). Argentina, año 2010.

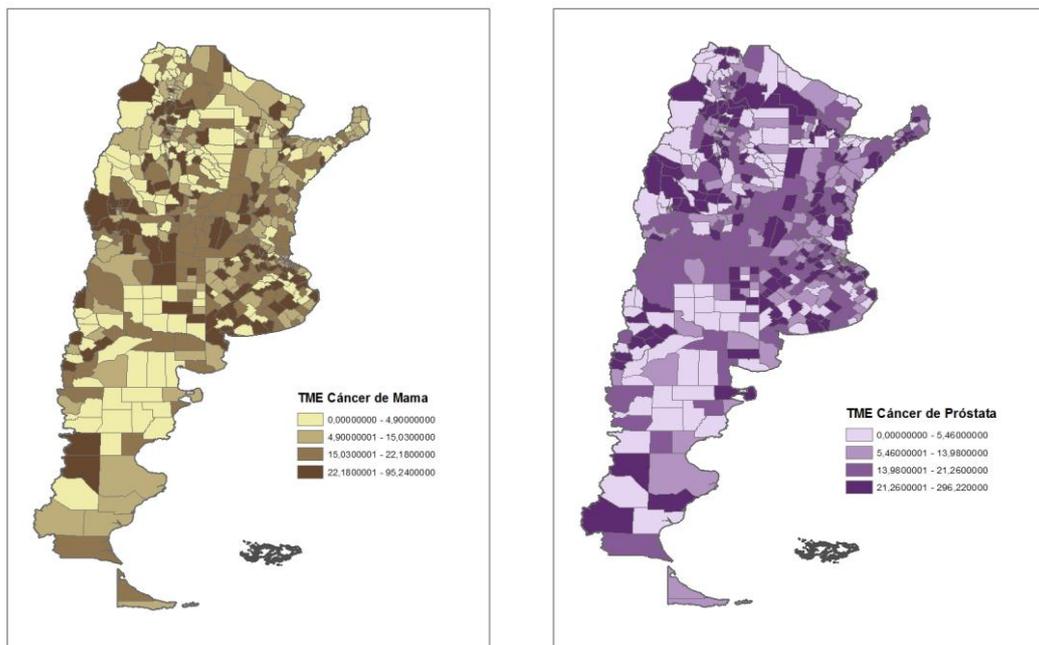
	<b>Mujeres</b>	<b>Varones</b>
	<b>Media (DE)</b>	<b>Media (DE)</b>
<i>Tasa de mortalidad por CM</i>	15,55 (13,88)	-
<i>Tasa de mortalidad por CP</i>	-	15,79 (18,27)
<i>Porcentaje de población sin cobertura de salud<sup>a</sup></i>	37,76 (8,36)	41,12 (8,71)
<i>Porcentaje de jefes/jefas de hogar<sup>a</sup></i>	26,52 (5,95)	52,73 (7,47)
<i>Porcentaje de población de 30 a 49 años con estudios universitarios completos<sup>a</sup></i>	7,92 (1,99)	6,25 (1,41)
<i>Relación de niños/niñas menores de cinco años por mujeres en edad fértil<sup>b</sup></i>	36,51 (6,36)	-
<i>Porcentaje de hogares con NBI<sup>c</sup></i>	15,47 (14,44)	

<sup>a</sup>Diferencias significativas a un nivel  $\alpha = 0,05$ ; <sup>b</sup> Niños/niñas cada 100 mujeres; <sup>c</sup>No se desagrega por sexo dado que las unidades observacionales son los hogares.

CM, cáncer de mama; CP, cáncer de próstata; NBI, necesidades básicas insatisfechas.

Fuente: Elaboración propia en base a datos censales (INDEC, Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010) y estadísticas vitales (Dirección de Estadísticas e Información de Salud de la Nación Argentina 2010).

La Figura 1 ilustra la distribución espacial de las tasas de mortalidad (estandarizadas por edad) por CM y CP en Argentina en el año 2010. Se observa que la zona centro-oeste del país es la que presentó mayor mortalidad por CM, en tanto la zona noroeste es la de mayor mortalidad por CP.



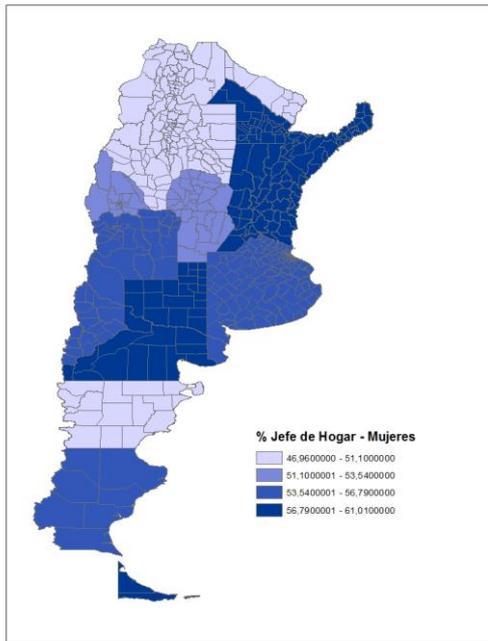
A.

B.

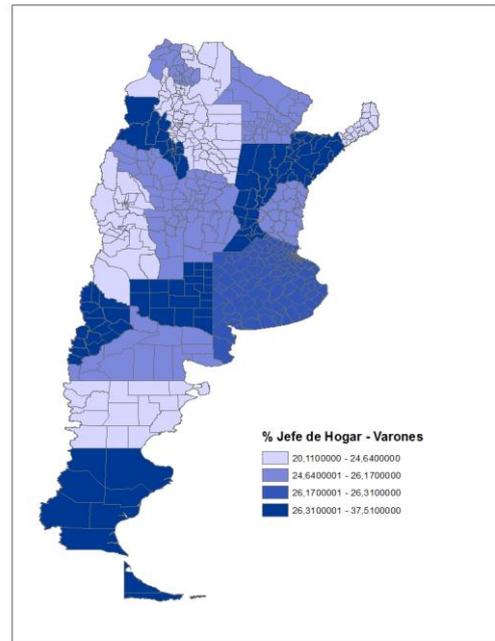
Figura 1. Distribución espacial de las tasas de mortalidad estandarizadas por edad por cáncer de mama (A) y cáncer de próstata (B). Argentina, año 2010.

En cuanto a la distribución espacial de la jefatura de hogar, la Figura 2 (A y B) indica que la mayor proporción de jefas de hogar (mujeres) se concentró en la zona noreste y centro-sur del país, en tanto la mayor proporción de jefes de hogar (varones) se distribuyó de manera más dispersa, involucrando a provincias del noroeste (Catamarca), noreste (Santa Fe, Corrientes), centro-sur (La Pampa, Neuquén) y sur (Santa Cruz, Tierra del Fuego).

Al considerar la distribución espacial de la falta de cobertura de salud, se observa que las mayores carencias se presentaron en la zona norte del país (Figura 3). Se advierte asimismo que fue mayor la superficie del territorio nacional representada por las mayores magnitudes de esta carencia (cuartil superior) en población femenina que en masculina (Figura 3, A y B). Por su parte, la menor proporción de población sin cobertura de salud, tanto femenina como masculina, perteneció a la zona centro-sur del país, en el año 2010.

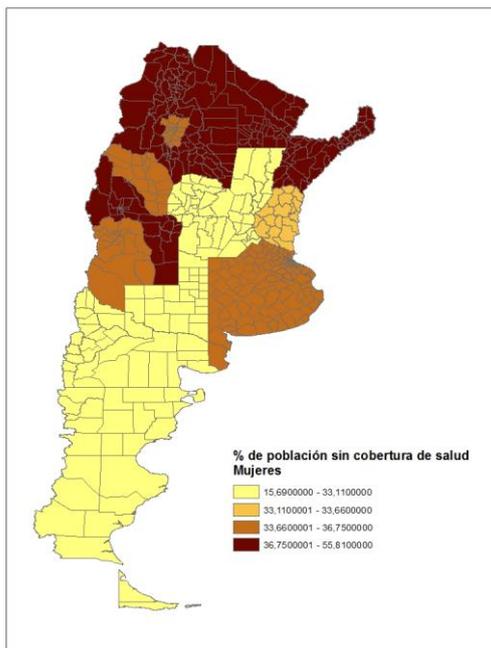


A.

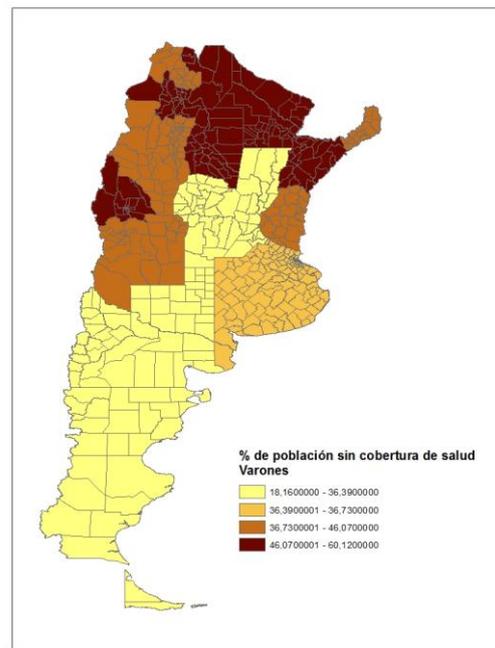


B.

Figura 2. Distribución espacial de la proporción de jefas de hogar mujeres (A) y de jefes de hogar varones (B). Argentina, año 2010.



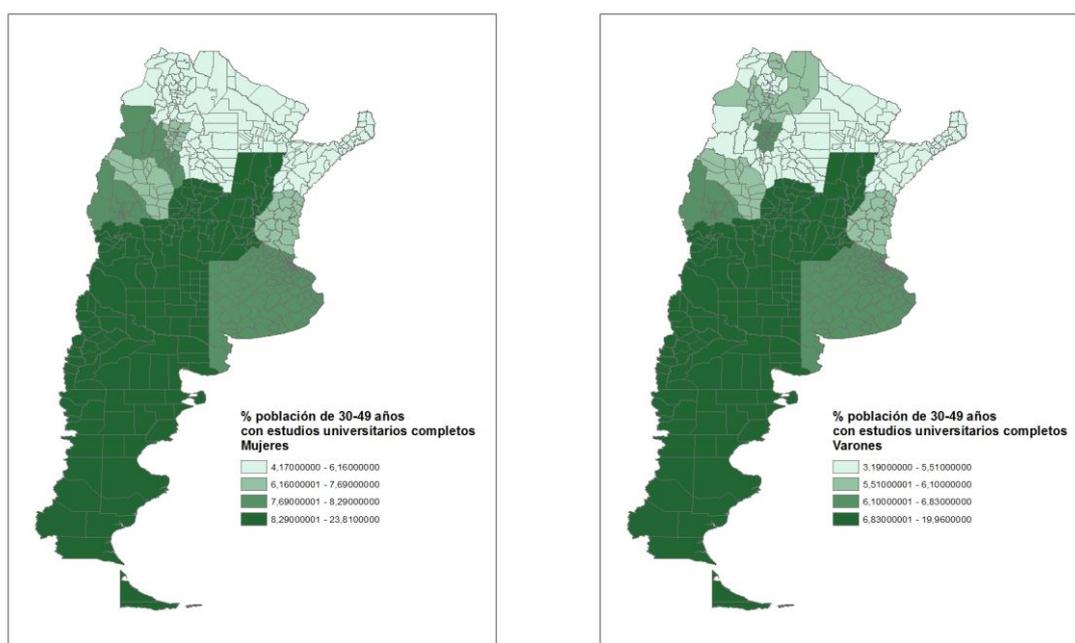
A.



B.

Figura 3. Distribución espacial del porcentaje de población femenina (A) y masculina (B) sin cobertura de salud. Argentina, año 2010.

El patrón de distribución geográfica de la proporción de población de 30 a 49 años con estudios universitarios completos en población femenina (Figura 4 A) y masculina (Figura 4 B) presentó claras similitudes en el año estudiado. En ambos casos, la mayor intensidad del indicador que se ilustra correspondió a provincias del centro y sur de Argentina. Se advierte, no obstante, que fue más evidente la concentración en el norte del país de las menores proporciones de mujeres con estudios universitarios completos (primer cuartil) (Figura 4).

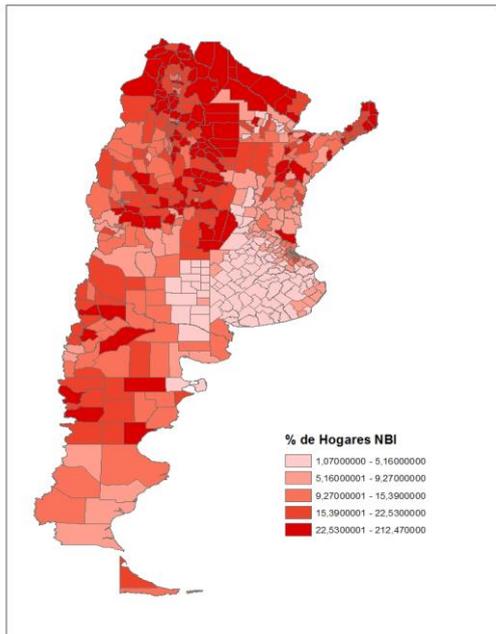


A.

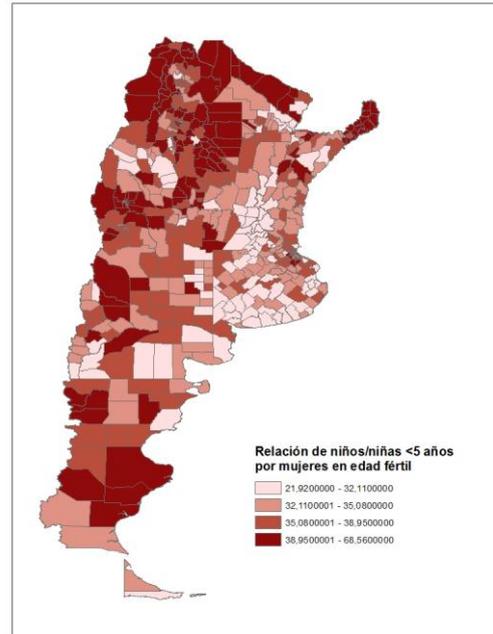
B.

Figura 4. Distribución espacial de la proporción de población femenina (A) y masculina (B) de 30 a 49 años con estudios universitarios completos. Argentina, año 2010.

En relación a la distribución espacial de la proporción de hogares con NBI, la Figura 5 A indica que la zona norte del país fue la que presentó las condiciones más desfavorables, mientras que la zona pampeana registró las menores proporciones de este indicador de pobreza para el año 2010. Por último, se advierte en relación al indicador de fecundidad considerado, que las zonas noroeste y sureste del país presentaron la mayor cantidad de niños/niñas menores de cinco años por mujeres en edad fértil, en tanto los departamentos de la zona centro-este se ubicaron en las franjas inferiores de la distribución de este indicador para el año 2010 (Figura 5 B).



A.



A.

Figura 5. Distribución espacial del porcentaje de hogares con NBI (A) y de la relación de niños/niñas menores de cinco años por mujeres en edad fértil (B). Argentina, año 2010.

La Tabla 2 muestra los resultados de la estimación de riesgos empleando los modelos multinivel. Se observa que a medida que aumenta la proporción de población femenina y masculina de 30 a 49 años con estudios universitarios completos, disminuye el riesgo de morir por CM y CP. Específicamente puede interpretarse que por cada punto porcentual de incremento de este indicador de educación en población femenina, la tasa de mortalidad por CM disminuye en un 4% (IRR=0,960;  $p<0,01$ ), en tanto, a medida que aumenta este indicador en población masculina, la tasa mortalidad por CP disminuye aproximadamente en un 9,7% CP (IRR=0,903;  $p<0,01$ ). Esto es congruente con lo señalado por algunos estudios respecto que un menor nivel educativo subyace a un menor reconocimiento de los síntomas de cáncer, dando lugar a demoras en acudir a la consulta médica, y dificultando así el diagnóstico y tratamiento precoz (LYRATZOPOULOS et al., 2013).

Los resultados obtenidos indican además que a medida que aumenta la proporción de hogares con NBI, mayor es el riesgo de morir por estos tipos de tumores, siendo más notorio para CP (CP IRR=1,084 vs. CM IRR=1,004;  $p<0,01$ ). Este resultado coincide con el de otros trabajos que señalan que las personas con diagnóstico de CM y

CP con mayores privaciones socioeconómicas presentan mortalidad más elevada (BIGBY y HOLMES, 2005; KLEIN et al., 2015). En adición, Hansen y cols. (2008) señalaron que un diagnóstico en etapas avanzadas de cáncer podría estar relacionado a demoras del paciente, del médico o del sistema de salud, todas ellas situaciones que están asociadas a un menor nivel socioeconómico.

Específicamente en relación al CM, algunos estudios reportaron, de la misma manera que este trabajo, que la incidencia de este tipo de tumores se asocia a una posición social desfavorable (BIGBY y HOLMES, 2005). En adición, fue señalado que las mujeres que residen en áreas socioeconómicamente más desfavorecidas experimentan con mayor frecuencia diagnósticos tardíos (KRIEGER, 2002), lo cual aumenta las probabilidades de muerte por esta enfermedad (FORLÌN et al., 2011). No obstante, debe mencionarse también que los resultados de otras investigaciones indicaron que un mayor nivel socioeconómico determina un mayor riesgo de desarrollo de CM (KOGEVINAS et al., 1997).

En relación al CP, estudios de sobrevida sugieren peores pronósticos para los grupos poblacionales de nivel socioeconómico más bajo, lo cual es coherente con los resultados obtenidos en este trabajo. De acuerdo a una revisión realizada por Klein et al. (2015), alrededor del 75% de los estudios llevados a cabo en la última década indican una significativa asociación entre el bajo nivel socioeconómico y una menor sobrevida entre individuos con CP. Se han propuesto algunas explicaciones al respecto, principalmente a partir de tres ejes de análisis: factores relacionados al tumor (estadio del tumor al momento del diagnóstico y las características biológicas del mismo), el individuo (comorbilidades, factores psicosociales, estilos de vida y comportamientos relacionados al cuidado de su salud) y el sistema de salud (tratamientos, experticia médica, *screening*) (AUVINEN y KARJALAINEN, 1997; FREDERIKSEN et al., 2009; WOODS et al., 2006). Sin embargo, aún se encuentra en discusión cuáles son las causas subyacentes más relevantes que explican estas diferencias por estrato social en la sobrevida de varones con CP.

Debe advertirse que en este trabajo la magnitud del riesgo evidenciado para el indicador de pobreza considerado fue mayor para CP que para CM. Esto puede vincularse al hecho de que en los estratos sociales bajos es más frecuente que los varones tengan trabajos manuales que implican una mayor exposición ocupacional a tóxicos y una elevada exigencia física, ambos factores vinculados previamente a un

mayor riesgo de CP (ROMÁN et al., 2014; DOOLAN et al., 2014). En adición, fue reportado que los varones suelen utilizar en menor medida los servicios sanitarios preventivos, y debido a los roles de género, retrasan más acudir a consulta médica comparado a las mujeres (PUJOLAR et al., 2008).

Los resultados de este trabajo indicaron también que la relación de niños/niñas menores de cinco años por mujeres en edad fértil se asoció de manera inversa con la mortalidad por CM (IRR=0,936;  $p<0,01$ ) (Tabla 2). Similarmente, en Colombia un estudio atribuyó el aumento de la mortalidad por CM a la disminución de la fecundidad (HERNÁNDEZ, 2007). También en México, López-Ríos y cols. (1997) analizaron la relación entre la mortalidad por CM y los cambios en los patrones de fecundidad y concluyeron que el aumento de la mortalidad por esta causa estaba asociado a la caída de la fecundidad.

Cabe en este eje mencionar que la decisión de no tener hijos biológicos es legítima y debe por tanto respetarse y garantizarse su ejercicio sin pérdida de garantías en materia del cuidado de salud de la mujer. No obstante, es sabido que tradicionalmente la salud de las mujeres se ha estudiado y valorado sólo como salud reproductiva, y este enfoque ha impedido abordar su salud desde una perspectiva integral (VALLS-LLOBET, 2011). Las construcciones de la feminidad y los roles sociales asignados a las mujeres han sido histórica y tradicionalmente armados sobre prácticas y simbolismos alrededor de la maternidad (FERNÁNDEZ, 1994; SALETTI CUESTA, 2008). Es esperable entonces que, en este marco, la maternidad sea considerada como natural para las mujeres, y que los estados hayan diseñado sistemas de salud pensando en esa fusión mujer-madre concebida como innata. Argentina presenta una tradición patriarcal marcada por largos años de autoritarismo (BROWN, 2004), en la cual la maternidad es destino y definición de lo femenino (ANZORENA y YÁÑEZ, 2014). Estas nociones han atravesado también la configuración tradicional de los sistemas de salud, de allí que la inclusión de la “no maternidad”<sup>3</sup> en la agenda institucional de la salud de la mujer se haya señalado como un reto pendiente para afrontar la problemática del CM en nuestro contexto (TUMAS et al., 2015).

---

<sup>3</sup> El concepto de “no maternidad” fue utilizado por Anzorena y Yáñez (2014) para hacer referencia a las mujeres que en edad reproductiva no tienen hijos, y para definir punto de partida para debates sobre la maternidad como mandato, como definición de lo femenino y como institución. Es en ese sentido que se utiliza aquí, pretendiendo con ello llamar la atención respecto omnipresencia del mandato mujer-madre en la configuración de los sistemas de salud en nuestro país.

La falta de cobertura de salud presentó también en este trabajo asociación directa con la mortalidad por CM (IRR=1,010;  $p<0,01$ ); a medida que aumenta la proporción de población femenina sin cobertura de salud, la tasa de mortalidad por CM aumenta aproximadamente en un 1%. Esta asociación evidenciada exclusivamente para la mortalidad por CM puede explicarse dada la particular importancia que reviste el diagnóstico y tratamiento precoz del CM para la supervivencia de las mujeres (FORLÍN et al., 2011) y porque éstas, debido al sistema de género que asigna roles desiguales a mujeres y a hombres, acceden en menor medida al empleo remunerado y con ello a la cobertura de salud (SEN et al., 2007).

Por último, el riesgo de morir por CP y CM estuvo asociado de manera inversa con el porcentaje de jefes de hogar varones y jefas de hogar mujeres (IRR=0,977;  $p<0,01$  e IRR=0,963;  $p<0,01$ ; respectivamente). Esto puede vincularse a que ser jefe/jefa de hogar podría implicar una mayor independencia económica y autonomía en la toma de decisiones, lo cual influye favorablemente en el cuidado de la salud (SEN et al., 2007). Cabe recordar que la proporción de jefes de hogar varones duplicó a la de las mujeres (Tabla 1), lo cual indica que este determinante asociado a un menor riesgo de morir por CM y CP se encuentra desigualmente distribuido en población femenina y masculina en Argentina, aun cuando su asociación con la mortalidad es significativa en ambos sexos.

Tabla 2. Estimación de las medidas de asociación entre la tasas de mortalidad por CM/CP (variable dependiente) e indicadores sociodemográficos seleccionados (covariables) mediante modelación multinivel (variable de agrupamiento: Provincias). Argentina, año 2010.

	<b>IRR</b>	<b>Valor p</b>	<b>IC 95%</b>
<b>Mortalidad por CM</b>			
<i>Porcentaje de hogares con NBI</i>	1,004	<0,01	1,001-1,006
<i>Porcentaje de población femenina sin cobertura de salud</i>	1,012	<0,01	1,005-1,019
<i>Porcentaje de jefas de hogar</i>	0,963	<0,01	0,957-0,969
<i>Porcentaje de población femenina de 30 a 49 años con estudios universitarios completos</i>	0,960	<0,01	0,928-0,993
<i>Razón de niños/niñas menores de cinco años por mujeres en edad fértil</i>	0,936	<0,01	0,928-0,944
<b>Mortalidad por CP</b>			
<i>Porcentaje de hogares con NBI</i>	1,084	<0,01	1,065-1,103
<i>Porcentaje de población masculina sin cobertura de salud</i>	0,997	0,624	0,988-1,006
<i>Porcentaje de jefes de hogar</i>	0,977	<0,01	0,970-0,983
<i>Porcentaje de población masculina de 30 a 49 años con estudios universitarios completos</i>	0,903	<0,01	0,856-0,952

CM, cáncer de mama; CP, cáncer de próstata; NBI, necesidades básicas insatisfechas. *Fuente:* Elaboración propia en base a datos censales (INDEC, Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010) y estadísticas vitales (Dirección de Estadísticas e Información de Salud de la Nación Argentina 2010).

Resulta necesario, antes de concluir, exponer las limitaciones de este trabajo. En principio se destaca que los estudios ecológicos son susceptibles de presentar el sesgo denominado “falacia ecológica”, que se refiere al error que se comete cuando se aceptan asociaciones entre eventos cuando en realidad no existen, siguiendo el supuesto de que los resultados obtenidos a partir de un estudio poblacional serían los mismos que se obtendrían de un estudio basado en observaciones de individuos (BORJA-ABURTO, 2000). Otro problema presente en los estudios ecológicos es la determinación de la secuencia temporal entre la exposición y la enfermedad. Como en este caso, la mayor parte de estos estudios son transversales (es decir, que tanto la enfermedad como la exposición son medidas al mismo tiempo), lo que impide tomar en cuenta el periodo de latencia entre la exposición y el efecto. No obstante, si bien la información sobre los

indicadores sociodemográficos es en este estudio contemporánea a los datos de mortalidad por CM y CP, frecuentemente se asume que la exposición actual refleja la exposición en el pasado (BORJA-ABURTO, 2000). Sumado a ello, fue previamente señalada la importancia de minimizar el sesgo de migración en los estudios ecológicos que abordan patologías con largos períodos de latencia (TONG, 2000). Lamentablemente no se encuentra información disponible respecto a la historia migratoria de las personas diagnosticadas con estas enfermedades en Argentina, por lo que este sesgo podría estar presente en este estudio. Por último, se reconoce también que el “Problema de la Unidad Espacial Modificable” es frecuente en los estudios de distribución espacial de la población. Este problema hace referencia al hecho de que la división del territorio puede no reflejar, e incluso encubrir, la realidad socio-territorial estudiada (OPENSHAW, 1977; OPENSHAW, 1984; VELÁZQUEZ, 2008).

## **Conclusión**

Los resultados de este trabajo permitieron identificar que a mayor porcentaje de población femenina/masculina de 30 a 49 años con estudios universitarios completos y a mayor proporción de jefas/jefes de hogar, el riesgo de morir por CM y CP fue menor en Argentina en el año 2010. Si bien la pobreza se vinculó a un mayor riesgo de morir por estas patologías, su asociación fue mayor en varones. Una exposición diferencial en el empleo y los roles de género que podrían retrasar la consulta médica de los varones, explicarían en parte tales resultados. Además, la falta de cobertura de salud se asoció de manera directa a la mortalidad por CM, en tanto una mayor fecundidad a un riesgo menor. El efecto de la fecundidad en la disminución del riesgo de mortalidad por CM debería ser indagado con mayor profundidad para conocer la influencia de los roles de género en la capacidad de decidir sobre la maternidad y lactancia.

Estos resultados aportan conocimiento sobre la compleja trama de interrelaciones entre inequidades sociales, género, y las disparidades en la mortalidad por CM y CP en Argentina, y sugieren asociaciones hipotéticas entre estas características que se recomienda sean indagadas en mayor profundidad. Se recomienda también abordar el estudio considerando otras unidades de análisis, dado que se

reconoce que los fenómenos sociales no necesariamente se manifiestan obedeciendo a límites administrativos territoriales.

Por último, y en términos generales, se considera este trabajo constituye, un antecedente y un aporte ante la documentada necesidad de incorporar la perspectiva de género en los estudios de población.

## **Referencias bibliográficas**

ARIAS, S. Inequidad y cáncer: una revisión conceptual. Rev. Fac. Nac. Salud Pública, v. 27, n. 3, p. 341-348, 2009.

BIGBY, J., & HOLMES, M. D. Disparities across the breast cancer continuum. Cancer Causes & Control, v. 16, n.1, p. 35-44, 2005.

DENTON, M. Gender differences in health: a Canadian study of the psychosocial, structural and behavioural determinants of health. Soc Sci Med. v. 58, n.2585- 600, 2004.

DÍAZ, M. P., CORRENTE, J. E., OSELLA, A. R., MUÑOZ, S. E., & ABALLAY, L. R. Modeling spatial distribution of cancer incidence in Cordoba, Argentina. Appl Cancer Res, v.30, n.2, p. 245-252, 2010.

DOOLAN, G.W.; BENKE, G.; GILES, G.G.; SEVERI, G.; KAUPPINEN, T. A case control study investigating the effects of levels of physical activity at work as a risk factor for prostate cancer. Environ Health. v.13, n.1, p.64, 2014.

FERLAY, J., SOERJOMATARAM, I., ERVIK, M., DIKSHIT, R., ESER, S., MATHERS, C. ET AL. Cancer Incidence and Mortality Worldwide: IARC Cancer Base. En: GLOBOCAN 2012 v1.0 International Agency for Research on Cancer. Disponible en: <http://globocan.iarc.fr>. Accedido el 3 de mar. 2016.

FORLÍN, D. C., WALL, M. L., SILVEIRA, J. T. P. D., CHAVES, A. C. D. M., & SOUZA, S. R. Government programs about breast cancer control in women: update. Journal of Nursing. v.5, n.10, p. 2559-2565, 2011.

HERNÁNDEZ, G., HERRÁN, S., & CANTOR, L. F. Análisis de las tendencias de mortalidad por cáncer de mama en Colombia y Bogotá, 1981-2000. Rev Colomb Cancerol. v. 11, n.1, p. 32-39, 2007.

GEREND, M. A., & PAI, M. Social determinants of Black-White disparities in breast cancer mortality: a review. Cancer Epidemiology Biomarkers & Prevention. v. 17, n.11, p. 2913-2923, 2008.

KISS, A., & MERYN, S. Effect of sex and gender on psychosocial aspects of prostate and breast cancer. BMJ. v. 323, n. 7320, p. 1055-1058, 2001.

KLEIN, J.; VON DEM KNESEBECK, O. Socioeconomic inequalities in prostate cancer survival: A review of the evidence and explanatory factors. Social Science & Medicine. v. 142, p. 9-18, 2015.

LYRATZOPOULOS, G., ABEL, G. A., BROWN, C. H., ROUS, B. A., VERNON, S. A., ROLAND, M., & GREENBERG, D. C. Socio-demographic inequalities in stage of cancer diagnosis: evidence from patients with female breast, lung, colon, rectal, prostate, renal, bladder, melanoma, ovarian and endometrial cancer.

Annals of oncology. v.24, n.3, p.843-850, 2013.

MOYNIHAN, C. Men, women, gender and cancer. European journal of cancer care. v.11, n.3, p. 166-172, 2002.

NICLIS, C., DÍAZ, M. P., & LA VECCHIA, C. Breast cancer mortality trends and patterns in Córdoba, Argentina in the period 1986–2006. European Journal of Cancer Prevention. v.19, n.2, p. 94-99, 2010.

NICLIS, C., POU, S. A., BENGIÓ, R. H., OSELLA, A. R., & DÍAZ, M. P. Prostate cancer mortality trends in Argentina 1986-2006: an age-period-cohort and joinpoint analysis. Cadernos de Saúde Pública. v.2, n1, p.123-130, 2011.

PUJOLAR, A. E.; MARTÍNEZ RUÍZ, M. D.; RUÍZ, DAPONTE CODINA, A. (EDS.). Primer informe sobre desigualdades y salud en Andalucía. Asociación para la Defensa de la Sanidad Pública de Andalucía, 2008.

ROMÁN, M.D.; MUÑOZ, S. E.; NICLIS, C.; DÍAZ, M.P. Arsenic, diet and occupational exposure on prostate cancer risk in Córdoba, Argentina. In: Litter MI, Nicolli HB, Meichtry M, Quici N, Bundschuh J, Battacharya P, NaiduR (Eds). Proceedings of the 5th International Congress on Arsenic in the Environment, Buenos Aires, Argentina. CRC Press, p.640-641, 2014.

SEN, G., OSTLIN, P., & GEORGE, A. Unequal unfair ineffective and inefficient. Gender inequity in health: Why it exists and how we can change it. Final report to the WHO Commission on Social Determinants of Health, 2007.

STATA CORP (2011). Stata Statistical Software. College Station. TX: StataCorp LP.

KOGEVINAS, N.P.; PEARCE, N.; BOFFETTA, P. Social Inequalities and Cancer. IARC Scientific Publications No. 138. Lyon: International Agency for Research on Cancer, 1997.

LENCE, J. J., & CAMACHO, R. Cáncer y transición demográfica en América Latina y el Caribe. Revista Cubana de Salud Pública. v.32, n.3, 2006.

KRIEGER N. Is breast cancer a disease of affluence, poverty, or both? The case of African American women. American Journal of Public Health. v.92, p. 611-13, 2002.

PADILLA, I. L., & Gorospe, B. A. Demografía y género. Inguruak: Soziologia eta zientzia politikoaren euskal aldizkaria. Revista vasca de sociología y ciencia política. v.36, p.9-24, 2003.

SALETTI CUESTA, L. Propuestas teóricas feministas en relación al concepto de maternidad. Clepsydra. v.7, p.169-83, 2008.

KRIEGER, N. Defining and investigating social disparities in cancer: critical issues. Cancer Causes & Control. v. 16, n.1, p.5-14, 2005.

KURKURI, A. P., & YEOLE, B. B. Social inequalities in cancer with special reference to South Asian countries. *Asian Pacific Journal of Cancer Prevention*. v.7, n.1, p.36, 2006.

Organización Mundial de la Salud (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. Buenos Aires: Ediciones Journal SA, 2009.

Krieger, N. A glossary for social epidemiology. *Journal of epidemiology and community health*. v. 55, n.10, p.693-700, 2001.

PREDEBON, K. M., DE FREITAS MATHIAS, T. A., AIDAR, T., & RODRIGUES, A. L. Desigualdade sócio-espacial expressa por indicadores do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC). *Cad. Saúde Pública*. v 26, n. 8, p. 1583-94, 2010.

HANSEN, R.P., OLESEN, F., SØRENSEN, H.T., SOKOLOWSKI, I., SØNDERGAARD, J. Socioeconomic patient characteristics predict delay in cancer diagnosis: a Danish cohort study. *BMC Health Serv. Res*. v. 8, p.49, 2008.

AUVINEN, A., KARJALAINEN, S. Possible explanations for social class differences in cancer patient survival. In: Kogevinas, M., Pearce, N., Susser, M., Boffetta, P. (Eds.), *Social Inequalities and Cancer*. IARC Sci., Lyon, v. 138, p. 377-97, 1997.

FREDERIKSEN, B.L., OSLER, M., HARLING, H., LADELUND, S., JØRGENSEN, T. Do patient characteristics, disease, or treatment explain social inequality in survival from colorectal cancer? *Soc. Sci. Med*. v. 69, p. 1107-115, 2009.

WOODS, L.M., RACHET, B., COLEMAN, M.P. Origins of socio-economic inequalities in cancer survival: a review. *Ann. Oncol*. v. 17, p. 5-19, 2006.

LÓPEZ-RÍOS, O., LAZCANO-PONCE, E. C., TOVAR-GUZMÁN, V., & HERNÁNDEZ-AVILA, M. La epidemia de cáncer de mama en México: ¿Consecuencia de la transición demográfica?. *Salud pública de México*. v.39, n.4, p. 259-65, 1997.

VALLS-LLOBET C. *Mujeres, salud y poder* (3ª ed.). Madrid: Cátedra, 2011.

FERNÁNDEZ, A. *Mujeres profesionales: ¿Conflicto de roles? de la tutela al contrato*. En: *La mujer de la ilusión*. Paidós, Buenos Aires, 1994.

BROWN, J. L. *Derechos, ciudadanía y mujeres en Argentina*. Política y cultura. v.168, n.21, p. 111-25, 2004.

ANZORENA, C., & YÁÑEZ, S. Narrar la ambivalencia desde el cuerpo: diálogo sobre nuestras propias experiencias en torno a la “no-maternidad”. *Investigaciones Feministas*. v. 4, p. 221-39, 2014.

TUMAS, N., NICLIS, C., OSELLA, A., DÍAZ, M. P., & CARBONETTI, A. Tendencias de mortalidad por cáncer de mama en Córdoba, Argentina, 1986-2011:

algunas interpretaciones sociohistóricas. *Rev Panam Salud Publica*. v. 37, n.4/5, p. 330-36, 2015.

BORJA-ABURTO, V.H. Estudios ecológicos. *Salud Pública de México*, v. 42, n. 6, p. 533-538, 2000.

TONG, S. Migration bias in ecologic studies. *European journal of epidemiology*. v. 16, n. 4, p. 365-69, 2000.

OPENSHAW, S. A geographical solution to scale and aggregation problems in region-building, partitioning and spatial modelling. *Transactions of the institute of british geographers*. p. 459-472, (1977).

OPENSHAW, S. The modifiable areal unit problem. *Geo Abstracts University of East Anglia*, 1984.

VELÁZQUEZ, G. Á. *Geografía y bienestar*. Buenos Aires: Eudeba, 2008.

DANIELSSON, M. & LINDBERG, G. Differences between men's and women's health: The old and the new gender paradox. En: Östlin, P., Danielsson, M., Diderichsen, F., Härenstam, A. & Lindberg, G. (Eds.) *Gender Inequalities in Health. A Swedish perspective*. Cambridge, Harvard University Press, 2001.

OMS. *The World Health Report working together for better health*. Geneva, World Health Organization, 2006.