



Universidad Autónoma
de Madrid

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE MADRID

FACULTAD DE MEDICINA

**PROGRAMA DE DOCTORADO EN EPIDEMIOLOGÍA Y
SALUD PÚBLICA**

DEPARTAMENTO DE MEDICINA PREVENTIVA Y SALUD PÚBLICA Y
MICROBIOLOGÍA

**Desigualdades sociales en la mortalidad
en España y países de las Américas**

Tesis Doctoral

Mariana Haeberer

Directores

Iñaki Galán Labaca

Fernando Rodríguez Artalejo

Madrid, septiembre de 2020

AGRADECIMIENTOS

Quiero agradecer muy especialmente al Dr. Iñaki Galán Labaca, por su dedicación, paciencia y pedagogía. Por su gran generosidad. Sin su apoyo no habría podido hacer el doctorado ni escribir esta tesis.

Al Dr. Fernando Rodríguez Artalejo, por darme la oportunidad de cursar el doctorado, por estar siempre que lo necesité y aportar calidad a los trabajos.

Al Dr. Óscar Mújica, que me enseñó casi todo lo que sé sobre análisis de desigualdades sociales en salud y por transmitirme su pasión por la epidemiología social.

A la Dra. Isabel Noguera Zambrano, por darme la oportunidad de trabajar en este campo en la Organización Panamericana de la Salud.

A mis coautores, Inmaculada León Gómez, Beatriz Pérez Gómez, María Téllez Plaza, Mónica Pérez Ríos, Anna Schiaffino, Jordan Teague, Carlos Santos Burgoa y Luiz Galvão.

Y finalmente a mi familia, en especial a mi marido Federico y mis hijas Maia y Zoe, a las que les robé parte de su tiempo con mamá.

ÍNDICE

RESUMEN	1
ABSTRACT	10
ABREVIATURAS	18
1. INTRODUCCIÓN	19
1.1. Determinantes sociales de la salud, interseccionalidad y medición de desigualdades sociales en salud	19
1.1.1. Determinantes sociales de la salud.....	19
1.1.2. Interseccionalidad	24
1.1.3. Desigualdades sociales en salud y el concepto de equidad	27
1.1.4. Medición de desigualdades sociales en salud	29
1.2. Desigualdades sociales (educación y sexo) en la mortalidad y supervivencia en países de las Américas.....	48
1.3. Desigualdades sociales (acceso a agua potable y a saneamiento) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas	49
1.4. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad cardiovascular en España⁵⁰	
1.5. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España.....	58
2. OBJETIVOS.....	63
2.1. Desigualdades sociales (educación y sexo) en la mortalidad y supervivencia en países de las Américas.....	63
2.2. Desigualdades sociales (acceso a agua potable y a saneamiento) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas	63
2.3. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad cardiovascular en España⁶⁴	
2.4. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España.....	64
3. MÉTODOS.....	65
3.1. Desigualdades sociales (educación y sexo) en la mortalidad y supervivencia en países de las Américas.....	65
3.2. Desigualdades sociales (acceso a agua potable y a saneamiento) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas	66
3.3. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad cardiovascular en España⁶⁹	
3.4. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España.....	72
4. RESULTADOS.....	76

4.1.	Desigualdades sociales (educación y sexo) en la mortalidad y supervivencia en países de las Américas.....	76
4.2.	Desigualdades sociales (acceso a agua potable y a saneamiento) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas	83
4.3.	Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad cardiovascular en España ⁹²	
4.4.	Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España.....	101
5.	DISCUSIÓN	111
5.1.	Desigualdades sociales (educación y sexo) en la mortalidad y supervivencia en países de las Américas.....	111
5.2.	Desigualdades sociales (acceso a agua potable y a saneamiento) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas	115
5.3.	Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad cardiovascular en España ¹¹⁹	
5.4.	Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad atribuible al consumo de al consumo de tabaco en España.....	123
6.	CONCLUSIONES.....	130
6.1.	Desigualdades sociales (educación y sexo) en la mortalidad y supervivencia en países de las Américas.....	130
6.2.	Desigualdades sociales (acceso a agua potable y a saneamiento) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas	130
6.3.	Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad cardiovascular en España ¹³¹	
6.4.	Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España.....	131
7.	BIBLIOGRAFÍA	132
8.	PUBLICACIONES CIENTÍFICAS	152

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1. Evolución de las desigualdades educacionales entre países en mortalidad adulta y supervivencia saludable según sexo en la Región de las Américas, 1990 y 2010.	79
Tabla 2. Mortalidad adulta y supervivencia saludable según cuartiles educacionales y sexo en la Región de las Américas, 1990 y 2010.	80
Tabla 3. Tendencias en las desigualdades ambientales, definidas por el gradiente de acceso a agua potable y a saneamiento, países de las Américas (n= 29–35), 1990 y 2010.	87
Tabla 4. Indicadores de mortalidad/supervivencia por cuartiles de acceso a agua potable y a saneamiento, países de las Américas (n= 29–35), 1990 y 2010.	89
Tabla 5. Mortalidad por enfermedades cardiovasculares en mujeres según nivel de estudios y edad. España, 2015.	94
Tabla 6. Mortalidad por enfermedades cardiovasculares en hombres según nivel de estudios y edad. España, 2015.	95
Tabla 7. Desigualdades en mortalidad por enfermedades cardiovasculares asociadas con diferencias en el nivel de estudios por sexo y grupos de edad. España, 2015.	96
Tabla 8. Riesgos relativos de mortalidad por enfermedades cardiovasculares según nivel de estudios, sexo y edad. España, 2015.	97
Tabla 9. Mortalidad atribuible al consumo de tabaco en mujeres según nivel de estudios y grupos de edad. España, 2016.	104
Tabla 10. Mortalidad atribuible al consumo de tabaco en hombres según nivel de estudios y grupos de edad. España, 2016.	105
Tabla 11. Desigualdades educacionales en mortalidad atribuible al consumo de tabaco por sexo y grupo de edad. España, 2016.	107
Tabla 12. Prevalencia de fumadores actuales y exfumadores por nivel de estudios, sexo y grupos de edad. España, 2011-2016.	108
Tabla 13. Riesgos relativos según consumo de tabaco, enfermedad, sexo y grupos de edad.	109

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1. Modelo Dahlgren y Whitehead de Determinantes de la Salud.	21
Figura 2. Marco conceptual de la Comisión de la OMS sobre Determinantes Sociales de la Salud.	23
Figura 3. Desigualdad educacional absoluta en la mortalidad adulta (15-59 años) según sexo (líneas de regresión de la desigualdad) en la Región de las Américas, 2010.	81
Figura 4. Desigualdad educacional relativa en la supervivencia saludable según sexo (curvas de concentración de la desigualdad) en la Región de las Américas, 2010.	82
Figura 5. Desigualdad absoluta (A) y relativa (B) en la expectativa de vida al nacer a lo largo del gradiente de acceso a agua potable, países de las Américas (n= 33), 1990 y 2010.	90
Figura 6. Desigualdad absoluta (A) y relativa (B) en mortalidad materna a lo largo del gradiente de acceso a saneamiento, países de las Américas (n= 29), 1990 y 2010.	91
Figura 7. Curvas de concentración de la desigualdad en mortalidad por enfermedades cardiovasculares y cardiopatía isquémica según nivel de estudios, sexo y edad. España, 2015.	99
Figura 8. Curvas de concentración de la desigualdad en mortalidad por insuficiencia cardíaca y enfermedades cerebrovasculares según nivel de estudios, sexo y edad. España, 2015.	100
Figura 9. Curvas de concentración de la desigualdad en mortalidad atribuible al consumo de tabaco según nivel de estudios, por sexo y grupos de edad. España, 2016.	110

RESUMEN

Introducción

Los determinantes sociales de la salud son las circunstancias en que las personas nacen, crecen, viven, trabajan y envejecen. Estos se describen como las “causas de las causas” de la pérdida de la salud y explican la mayor parte de las inequidades en salud, es decir, de las desigualdades injustas y evitables observadas dentro y entre países y grupos poblacionales en lo que respecta a su situación de salud. Esas circunstancias son el resultado de la distribución del dinero, el poder y los recursos a nivel mundial, nacional y local.

Una crítica fundamental contra el paradigma de los factores de riesgo es su falta de atención al entorno social en que la enfermedad ocurre: concibe el riesgo de enfermar como aquel localizado en gran medida en los individuos y su comportamiento personal. Es decir, se centra en un único nivel: el individuo, en un único atributo: la conducta humana, y en una única intervención: el cambio de comportamiento. Al contrario, el modelo de determinantes expresa una visión holística de la salud, que hace explícita la interdependencia de múltiples niveles (individuos en un contexto biológico, físico, social, económico, histórico, ambiental y político). Estas causas ocurren en todos los niveles de organización, desde el microcelular hasta el macropolítico, y la característica fundamental es la interacción multinivel: el daño a la salud poblacional se atribuye a la compleja interacción multinivel de los determinantes de la salud.

De particular relevancia en el modelo es la posición social, que juega un papel explicativo fundamental. La posición social es un constructo que captura el gradiente social, esto es, la organización jerárquica de los miembros de una sociedad. La posición social se ve reflejada en diversas representaciones posibles, incluyendo el género, la educación, el ingreso, la ocupación, la pertenencia étnica y otras dimensiones indicadoras de los determinantes sociales. La posición social determina la distribución de la salud y el

bienestar en la población y tal influencia es mediada por los llamados determinantes proximales o intermedios, que incluyen las circunstancias materiales, la cohesión social, la conducta humana, la herencia genética y la organización de los sistemas y los servicios de salud a todos los niveles. Por su parte, la posición social se influye a su vez por los determinantes distales o estructurales, las fuerzas y sistemas de la sociedad que condicionan la distribución del poder, la riqueza, los recursos y el prestigio y que, en última instancia, hay que modificar positivamente para lograr una sociedad equitativa, inclusiva y saludable.

El marco teórico de la interseccionalidad está siendo adoptado por la epidemiología social porque se corresponde conceptualmente con el paradigma eco-epidemiológico y el modelo de la determinación social de la salud, en la que los determinantes sociales de la salud no son meros “factores de riesgo o factores de prevención” que se acumulan en los individuos, sino que la presencia de estas múltiples identidades interactúan y generan una posición social única e irrepetible que puede incrementar o reducir su riesgo en salud.

Desigualdades sociales (educación y sexo) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas

La evidencia muestra que las desigualdades en mortalidad y supervivencia entre mujeres y hombres, en general a favor de las primeras, no se explican sólo por diferencias biológicas, sino que responden a normas de género que determinan los comportamientos relacionados con la salud, el acceso a los servicios de salud y la respuesta de estos últimos. Además, hay pruebas suficientes de que otros determinantes socioeconómicos, como los ingresos y el nivel educativo, interactúan con el género y promueven desigualdades en salud incluso entre personas del mismo sexo. Los estudios de desigualdades sociales en salud provienen en su mayor parte de los países desarrollados, principalmente de la Región Europea, y actualmente se carece de

un análisis de desigualdades sociales en salud de la Región de las Américas en su conjunto.

Desigualdades sociales (acceso a agua potable y a saneamiento) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas

El acceso a agua potable y a instalaciones de saneamiento mejoradas son los epítomes de los determinantes ambientales de la salud. En 2012, el Programa de Monitorización Conjunta de la OMS/UNICEF publicó su informe global sobre la situación actual y tendencias en agua, saneamiento e higiene, declarando que la Región de las Américas había alcanzado el objetivo de desarrollo del milenio 7c para agua y que estaba en vías de alcanzar el objetivo 7c para saneamiento en 2015. Pero aún se carece de evidencia sobre la magnitud y tendencias de las desigualdades en salud determinadas por el desigual acceso a agua potable y a saneamiento en la Región de las Américas.

Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad cardiovascular en España

Las enfermedades cardiovasculares son la principal causa de muerte en España, pero son escasos los trabajos sobre su relación con la posición social en el conjunto del país. Los trabajos sobre desigualdades sociales en salud que comparan países de la Región Europea incluyen datos de España, pero aunque éstos se refieren al conjunto de la población sólo proceden de las principales regiones, como Barcelona, Madrid o el País Vasco. El único estudio con datos de todo el país que analiza las desigualdades sociales en la mortalidad cardiovascular lo hace en el marco de la mortalidad general, por lo que se carece de un análisis exhaustivo de las desigualdades sociales en mortalidad cardiovascular en España.

Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España

El consumo de tabaco es el factor de riesgo más prevalente y que origina la mayor carga de enfermedad en España. Las desigualdades sociales en la mortalidad atribuible al

consumo de tabaco han sido previamente estudiadas en Europa, pero incluyendo datos de sólo tres regiones de España (Barcelona, Madrid y País Vasco) y sólo para algunas causas de muerte. A pesar de que varios estudios han estimado a nivel nacional la mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España, ninguno ha estudiado la influencia conjunta del sexo, la edad y el nivel de estudios sobre ésta.

Objetivos

El objetivo general de esta tesis es generar evidencia sobre las desigualdades sociales en salud, tanto en la Región de las Américas en su conjunto como en España. Esta evidencia será la base de futuras investigaciones sobre las causas y los mecanismos principales de las desigualdades sociales en salud en estos territorios. También es útil para estimular la monitorización de estas desigualdades, una función de la autoridad sanitaria para evaluar el impacto de sus políticas, no sólo sobre la tendencia media poblacional, sino sobre las brechas y los gradientes de desigualdad. Los objetivos específicos de esta investigación son los siguientes:

1. Describir las características y la magnitud de las desigualdades educacionales en la mortalidad y supervivencia de mujeres y hombres de los países de las Américas, y sus tendencias entre 1990 y 2010.
2. Describir las características, la magnitud y las tendencias de las desigualdades en la distribución de cinco indicadores de salud (expectativa de vida al nacer total y saludable, mortalidad infantil, mortalidad en menores de 5 años y mortalidad materna) derivados de la desigual distribución de dos determinantes ambientales de la salud: el acceso a agua potable y el acceso a instalaciones mejoradas de saneamiento, entre países de las Américas entre 1990 y 2010.
3. Evaluar las desigualdades sociales en la mortalidad por enfermedades cardiovasculares en España en 2015 desde una perspectiva interseccional, teniendo en cuenta la influencia conjunta del sexo, la edad y el nivel de estudios.

4. Evaluar las desigualdades sociales en la mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España en 2016 desde una perspectiva interseccional.

Métodos

Para los dos primeros objetivos, se diseñó un estudio ecológico con datos de panel agregados a nivel nacional, y para los dos últimos objetivos un estudio ecológico con datos individualizados.

En el primer objetivo se analizó la mortalidad adulta (15-59 años), la edad promedio de muerte y la esperanza de vida al nacer total y saludable según nivel educativo (media de años de educación alcanzada por la población de 25 años y más de edad) entre 30 países de las Américas, estratificado por sexo para 1990 y 2010. Los datos se obtuvieron del Estudio de Carga Global de Enfermedad 2010 del “Institute for Health Metrics and Evaluation’s Global Health Data Exchange”.

En el segundo objetivo se analizó la esperanza de vida al nacer total y saludable, la mortalidad infantil, la mortalidad en menores de cinco años y la mortalidad materna según nivel de acceso a agua potable y acceso a instalaciones de saneamiento mejoradas entre 35 países de las Américas para 1990 y 2010. Los datos se obtuvieron del Programa de monitorización conjunta de la OMS/UNICEF, de la Iniciativa regional de datos básicos de salud de la Organización Panamericana de la Salud, del banco de datos del Banco Mundial y del Estudio de Carga Global de Enfermedad de 2010.

Las medidas calculadas fueron las de brecha: diferencia y razón de tasas entre cuartiles extremos; y las de gradiente: el índice de desigualdad de la pendiente (IDP) mediante regresión por mínimos cuadrados ponderados utilizando tasas ajustadas por edad, el índice de concentración de la desigualdad (ICD) y las curvas de concentración de la desigualdad.

En el tercer objetivo se analizaron todos los fallecidos en España de edad ≥ 30 años durante 2015 por enfermedad cardiovascular total, cardiopatía isquémica, insuficiencia cardíaca y enfermedad cerebrovascular. Se calcularon las medidas de desigualdad

según nivel de estudios agrupado en cinco categorías (menos que estudios primarios, primarios, primera etapa de secundarios, segunda etapa de secundarios, universitarios), estratificado por sexo y dos grupos de edad (30-69 y ≥ 70 años). Los datos se obtuvieron del Instituto Nacional de Estadística.

En el cuarto objetivo se analizaron todos los fallecidos en España de edad ≥ 35 años durante 2016 por cánceres, enfermedades cardiometabólicas y respiratorias. Se calculó la mortalidad atribuible al consumo de tabaco a partir de la prevalencia de consumo de tabaco según sexo, edad y nivel de estudios, y los riesgos relativos obtenidos del seguimiento de cinco grandes cohortes, según sexo, edad y causa de muerte para exfumadores y fumadores versus no fumadores. Se calcularon las medidas de desigualdad según nivel de estudios agrupado en cuatro categorías (bajo [menor o igual a primarios], medio-bajo [secundarios], medio alto [bachillerato, formación profesional] y alto [universitarios]), estratificado por sexo y cuatro grupos de edad (35-54, 55-64, 65-74, ≥ 75 años). Los datos se obtuvieron del Instituto Nacional de Estadística.

Las medidas calculadas fueron las de gradiente: el IDP y el índice relativo de desigualdad (IRD) mediante regresión de Poisson utilizando tasas ajustadas por edad, y las curvas de concentración de la desigualdad. El IRD se interpreta como el riesgo relativo de mortalidad entre el nivel de estudios más bajo y el más alto, y el IDP como la diferencia absoluta de mortalidad.

Resultados

Desigualdades sociales (educación y sexo) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas

Entre 1990-2010 el promedio de años de escolaridad aumentó de 8 a 10 sin diferencia entre sexos. La tasa de mortalidad adulta (15-59 años) no cambió: 1,9 por 1.000 mujeres y 3,7 por 1.000 hombres. El IDP aumentó de $-1,0$ a $-2,0$ por 1.000 mujeres y de $-1,2$ a $-4,4$ por 1.000 hombres. La esperanza de vida aumentó de 75,6 a 78,7 años en mujeres y de 68,9 a 72,4 en hombres; la desigualdad absoluta disminuyó de 7,8 a 7,2 años en

mujeres y aumentó de 7,2 a 9,2 años en hombres. La esperanza de vida saludable aumentó de 63,7 a 65,9 años en mujeres y de 59,5 a 62,5 años en hombres; el IDP se redujo de 6,9 a 5,8 años en mujeres y aumentó de 6,9 a 7,8 años en hombres.

Desigualdades sociales (acceso a agua potable y a saneamiento) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas

El acceso a agua potable y a saneamiento se correlacionó con la supervivencia y la mortalidad, y se observaron intensos gradientes tanto en 1990 como en 2010. Un acceso más alto se correspondió con más alta expectativa de vida al nacer, total y saludable, y con más bajos riesgos de muerte infantil, en menores de 5 años y materna. La carga de vida perdida se distribuyó inequitativamente, concentrándose de manera sostenida entre los más desfavorecidos ambientalmente, quienes asumieron hasta dos veces la carga correspondiente si el acceso a agua potable y a saneamiento hubiese estado equitativamente distribuido. Los promedios poblacionales en la expectativa de vida y la mortalidad específica mejoraron, pero mientras que las desigualdades absolutas se redujeron, las desigualdades relativas se mantuvieron esencialmente invariantes.

Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad cardiovascular en España

El IRD en mortalidad por enfermedad cardiovascular total fue 1,88 (intervalo de confianza [IC] 95%: 1,80-1,96) en mujeres y 1,44 (IC95%: 1,39-1,49) en varones. Los IDP fueron 178,46 y 149,43 muertes/100.000 respectivamente. Las mayores desigualdades se observaron en cardiopatía isquémica e insuficiencia cardiaca en mujeres más jóvenes, con IRD >4. No hubo diferencias entre sexos en desigualdades por enfermedad cerebrovascular.

Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España

La tasa cruda de mortalidad atribuible al consumo de tabaco fue 55 y 334 por 100.000 mujeres y hombres, respectivamente. La mitad de las muertes ocurrieron en la población con el menor nivel de estudios (que representa el 27% de la población total). El IRD para mortalidad total fue 0,39 (IC95%: 0,35-0,42) en mujeres y 1,61 (IC95%: 1,55-1,67) en hombres. El IDP fue de -41 y 111 muertes por 100.000, respectivamente. Las mujeres menores de 55 años y los hombres de todas las edades presentaron un mayor riesgo de morir; sin embargo, las mujeres de 55 años y más presentaron un riesgo menor.

Conclusiones

Entre países de las Américas, los hombres tienen mayor riesgo de morir, mueren más tempranamente y viven menos años libres de enfermedad y discapacidad que las mujeres; el nivel educativo es un determinante de la mortalidad y la supervivencia en ambos sexos y las desigualdades educativas son más pronunciadas y ascendientes entre hombres y desproporcionadamente concentradas en las poblaciones socialmente más desfavorecidas.

En los países de las Américas, el mayor acceso a agua potable y a saneamiento se correspondió con una más alta expectativa de vida al nacer total y saludable, y con más bajos riesgos de mortalidad infantil, mortalidad en menores de 5 años y mortalidad materna. A pesar de que la región está en curso para alcanzar el objetivo de desarrollo del milenio 7 sobre agua y saneamiento, los promedios regionales siguen ocultando grandes gradientes ambientales y desigualdades en salud entre países. A medida que se despliega la agenda de desarrollo post-2015, serán necesarias políticas y acciones orientadas a la equidad en salud—principalmente hacia aquellos con mayor privación social y ambiental—a fin de asegurar el derecho al acceso universal al agua y a saneamiento.

En España, la mortalidad cardiovascular está inversamente asociada con el nivel educativo. Esta desigualdad afecta más a la mortalidad prematura por causas cardiacas, especialmente entre mujeres. Su monitorización podría orientar la Estrategia de Salud

Cardiovascular del Sistema Nacional de Salud para reducir la desigualdad en la primera causa de muerte.

En España, la mortalidad atribuible al consumo de tabaco está inversamente asociada al nivel de estudios en hombres de todas las edades y en mujeres jóvenes. Sin embargo, en contraste con muchos países de altos ingresos, está directamente asociada en mujeres mayores de 55 años. Esto puede explicarse por los diferentes patrones en el consumo de tabaco. Por lo tanto, nuestros hallazgos subrayan la necesidad de considerar y monitorizar las desigualdades sociales al diseñar, implementar y evaluar las estrategias nacionales de prevención y control del tabaco.

ABSTRACT

Introduction

The social determinants of health are the conditions in which people are born, grow, live, work and age. They are described as the “causes of causes” of disease and explain most of the health inequities, i.e., the unfair and avoidable differences in health status seen within and between countries or population groups. These circumstances are shaped by the distribution of money, power and resources at global, national and local levels.

A fundamental criticism against the paradigm of risk factors is its lack of attention to the social environment in which the disease occurs: it conceives the risk of becoming ill as that largely located in individuals and their personal behavior. In other words, it focuses on a single level: the individual, on a single attribute: human behavior and on a single intervention: behavior change. On the contrary, the model of determinants expresses a holistic vision of health, which makes explicit the interdependence of multiple levels (individuals in a biological, physical, social, economic, historical, environmental and political context). These causes occur at all levels of organization, from microcellular to macropolitical, and the fundamental characteristic is the multilevel interaction: the damage to population health is attributed to the complex multilevel interaction of the determinants of health.

Of particular relevance in the model is the social position, which plays a fundamental explanatory role. Social position is a construct that captures the social gradient, that is, the hierarchical organization of the members of a society. Social position is reflected in various possible representations, including gender, education, income, occupation, ethnicity, and other proxy dimensions of the social determinants. Social position determines the distribution of health and well-being in the population and such influence is mediated by the so-called proximal or intermediate determinants, which include material circumstances, social cohesion, human behavior, genetic inheritance, and the

organization of health systems and services at all levels. For its part, social position is in turn determined by the distal or structural determinants, the forces and systems of society that condition the distribution of power, wealth, resources and prestige and that, ultimately, must be positively modified to achieve a fair, inclusive and healthy society.

The theoretical framework of intersectionality is being adopted by social epidemiology because it corresponds conceptually with the eco-epidemiological paradigm and the model of social determination of health, in which the social determinants of health are not mere "risk factors or prevention factors" that accumulate in individuals, but rather the presence of these multiple identities interact and generate a unique and unrepeatably social position that can increase or decrease their health risk.

Social inequalities (education and sex) in mortality and survival between countries of the Americas

The evidence shows that inequalities in mortality and survival between women and men, in general in favor of the former, are not only explained by biological differences, but also respond to gender norms that determine health-related behaviors, access to health services and the response of the latter. There is also enough evidence to indicate that other socioeconomic determinants, such as income and educational level, interact with gender and promote inequalities in health even among people of the same sex.

Studies of social inequalities in health come mostly from high-income countries, mainly from the European Region, and currently an analysis of social inequalities in health from the Region of the Americas as a whole is lacking.

Social inequalities (access to water and sanitation) in mortality and survival between countries of the Americas

Access to drinking water and improved sanitation facilities can be considered as the epitomes of environmental determinants of health. In 2012, the WHO/UNICEF Joint Monitoring Programme published its global report on the current situation and trends in water, sanitation and hygiene, stating that the Region of the Americas had reached the

Millennium Development Goal 7c for water and that it was on track to achieve goal 7c for sanitation in 2015. But there is currently no evidence on the magnitude and trends of health inequalities determined by the unequal access to drinking water and sanitation in the Region of the Americas.

Social inequalities (education, age and sex) in cardiovascular mortality in Spain

Cardiovascular diseases represent the main cause of death in Spain, but there are few studies that analyze their relationship with social position in the country as a whole.

The studies on social inequalities in health that compare countries of the European Region include data from Spain but, although they refer to the population as a whole, they only include the main regions such as Barcelona, Madrid or the Basque Country.

The only study with data from all over the country that analyzes social inequalities in cardiovascular mortality does so within the framework of general mortality, so there is still no exhaustive analysis of social inequalities in cardiovascular mortality in Spain.

Social inequalities (education, age and sex) in tobacco-attributable mortality in Spain

Tobacco use is the most prevalent risk factor and the one causing the greatest burden of disease in Spain.

Social inequalities in tobacco-attributable mortality have been previously studied in Europe but including data from only three regions of Spain (Barcelona, Madrid and the Basque Country) and for only some causes of death.

Even though several studies estimated the tobacco-attributable mortality in Spain at a national level, none have analyzed the joint influence of sex, age and educational level on it.

Objectives

The aim of this thesis is to contribute in the generation of evidence demonstrating the presence of social inequalities in health in the Region of the Americas and in Spain. This will be the basis for future research assessing the causes and major mechanisms

through which these inequalities operate in these territories. In addition, it could be useful to stimulate the monitoring of social inequalities in health, task of the health authority for evaluating the impact of its policies, not only on population averages, but on the gaps and gradients of inequality.

The objectives of the investigation were:

1. To describe the characteristics and magnitude of educational inequalities in mortality and survival of women and men in countries of the Americas, and their trends between 1990-2010.
2. To describe distributional inequality of five key health outcomes (total and health life expectancy, infant mortality, under-5 mortality and maternal mortality) as determined by access coverage to drinking water and sanitation between countries of the Americas, and its trends between 1990-2010.
3. To evaluate the social inequalities in cardiovascular mortality in Spain by considering the joint influence of age, sex and education (intersectional perspective).
4. To evaluate the social inequalities in tobacco-attributable mortality in Spain considering the joint influence of sex, age and education (intersectional perspective).

Methods

For the first two objectives, an ecological study was designed using country-level panel data. For the last two objectives, an ecological study was designed using individual-level data.

In the first objective, adult mortality (15-59 years old), average age of death and total and healthy life expectancies at birth according to educational level (education mean years in population aged ≥ 25 years) were analyzed between 30 countries of the Americas, stratified by sex, in 1990 and 2010. Data were obtained from the Global Burden of

Disease 2010 study, available at the Institute for Health Metrics and Evaluation's Global Health Data Exchange.

In the second objective, total and healthy life expectancies at birth, and infant, under-5, and maternal mortality according to level of access to drinking water and access to improved sanitation facilities were analyzed between 35 countries of the Americas, in 1990 and 2010. Data were obtained from WHO/UNICEF Joint Monitoring Programme, PAHO Regional Core Health Data Initiative, the World Bank databank and from the Global Burden of Disease 2010 Study.

Gap and gradient health inequality metrics were calculated. Gap measures were: rate difference and rate ratio between lowest and highest quartile of countries. Gradient measures were: the slope index of inequality (SII) (using a weighted least-squares regression model with age-standardized rates), the health concentration index (HCI) and health concentration curves.

In the third objective, all deaths due to all-cause cardiovascular disease, ischemic heart disease, heart failure and cerebrovascular disease among people aged ≥ 30 years in Spain in 2015 were analyzed. Health inequalities were calculated based on educational level grouped in five categories (less than primary school, primary, secondary first stage, secondary second stage, university), stratified by sex and two age groups (30-69 and ≥ 70 years old). Data were obtained from the Spanish Office of Statistics.

In the fourth objective, all deaths due to cancer, cardiometabolic and respiratory diseases among people aged ≥ 35 years in 2016 were analyzed. Tobacco-attributable mortality was calculated based on sex-, age- and education-specific smoking prevalence, and on sex, age- and disease-specific relative risks of death for former and current smokers versus lifetime non-smokers, obtained from the follow-up of five large cohorts. Health inequalities were calculated based on educational level grouped in four categories (low [less than primary school and primary], medium-low [secondary], medium-high

[bachelor, tertiary], high [university]), stratified by sex and four age groups (35-54, 55-64, 65-74, ≥75 years old). Data were obtained from the Spanish Office of Statistics.

Gradient metrics were calculated: the SII and the relative index of inequality (RII) (using a Poisson regression model with age-standardized rates), and the health concentration curves. The RII is interpreted as the relative risk of mortality between the lowest and the highest educational level, and the SII as the absolute difference in mortality.

Results

Social inequalities (education and sex) in mortality and survival between countries of the Americas

Between 1990 and 2010, the average number of years of schooling increased from 8 to 10 with no difference between sexes. Adult mortality (15-59 years) did not change: 1.9 per 1,000 women and 3.7 per 1,000 men. The SII increased from -1.0 to -2.0 per 1,000 women and from -1.2 to -4.4 per 1,000 men. Life expectancy increased from 75.6 to 78.7 years in women and from 68.9 to 72.4 in men; absolute inequality decreased from 7.8 to 7.2 years in women and increased from 7.2 to 9.2 years in men. Healthy life expectancy increased from 63.7 to 65.9 years in women and from 59.5 to 62.5 years in men; the SII declined from 6.9 to 5.8 years in women and increased from 6.9 to 7.8 years in men.

Social inequalities (access to water and sanitation) in mortality and survival between countries of the Americas

Access to drinking water and sanitation was correlated with survival and mortality, and strong gradients were seen in both 1990 and 2010. Higher access corresponded to higher life expectancy and healthy life expectancy and lower infant, under-5, and maternal mortality risks. Burden of life lost was unequally distributed, steadily concentrated among the most environmentally disadvantaged, who carried up to twice the burden than they would if water and sanitation were fairly distributed. Population

averages in life expectancy and specific mortality improved, but whereas absolute inequalities decreased, relative inequalities remained mostly invariant.

Social inequalities (education, age and sex) in cardiovascular mortality in Spain

The RII for all-cause cardiovascular mortality was 1.88 (95% Confidence Interval [CI]: 1.80-1.96) in women and 1.44 (95%CI: 1.39-1.49) in men. The SII was 178.46 and 149.43 deaths per 100,000, respectively. The greatest inequalities were observed in ischemic heart disease and heart failure in younger women, with a RII higher than 4. There were no differences between sexes in inequalities due to cerebrovascular disease.

Social inequalities (education, age and sex) in tobacco-attributable mortality in Spain

The crude TAM rate was 55 and 334 per 100,000 in women and men, respectively. Half of these deaths occurred among people with the lowest educational level (27% of the population). The RII for total mortality was 0.39 (95%CI: 0.35-0.42) in women and 1.61 (95%CI: 1.55-1.67) in men. The SII was -41 and 111 deaths per 100,000, respectively. Less-educated women aged <55 years and men (all ages) showed an increased mortality risk; nonetheless, less educated women aged ≥55 had a reduced risk.

Conclusions

In the countries of the Americas, men are at greater risk of dying, die earlier, and live fewer disease- and disability-free years than women; educational level is a determinant of mortality and survival in both sexes, and educational inequalities are more pronounced and increasing among men, and are disproportionately concentrated in the most socially disadvantaged populations.

In the countries of the Americas, higher access to drinking water and sanitation corresponded to higher life expectancy and healthy life expectancy and lower infant, under-5, and maternal mortality risks. Even with the region on track to meet Millennium Development Goal 7 on water and sanitation, large environmental gradients and health inequities among countries remain hidden by regional averages. As the post-2015

development agenda unfolds, policies and actions focused on health equity—mainly on the most socially and environmentally deprived—will be needed in order to secure the right for universal access to water and sanitation.

In Spain, cardiovascular mortality is inversely associated with educational level. This inequality mostly affects premature mortality due to cardiac causes, especially among women. Monitoring this problem could guide the future Cardiovascular Health Strategy in the National Health System, to reduce inequality in the first cause of death.

In Spain, tobacco-attributable mortality is inversely associated with educational level in men of all ages and women <55 years of age. However, in contrast to many high-income countries, tobacco-attributable mortality is directly associated with educational level in women aged 55 and over. Thus, our findings underscore the need for monitoring and accounting for social inequalities when designing, implementing, and evaluating national tobacco prevention and control strategies.

ABREVIATURAS

CIE-10	Clasificación Internacional de Enfermedades décima revisión
CNED	Clasificación Internacional Normalizada de la Educación
ECV	Enfermedades cardiovasculares
FRAP	Fracción de riesgo atribuible poblacional
HR	Hazard ratio
IC95%	Intervalo de confianza del 95%
ICD	Índice de concentración de la desigualdad
IDP	Índice de desigualdad de la pendiente
INE	Instituto Nacional de Estadística
IRD	Índice relativo de desigualdad
MAT	Mortalidad atribuible al consumo de tabaco
ODM	Objetivo de desarrollo del milenio
OMS	Organización Mundial de la Salud
OPS	Organización Panamericana de la Salud
OR	Odds ratio
UNICEF	United Nations Children's Fund

1. INTRODUCCIÓN

1.1. Determinantes sociales de la salud, interseccionalidad y medición de desigualdades sociales en salud

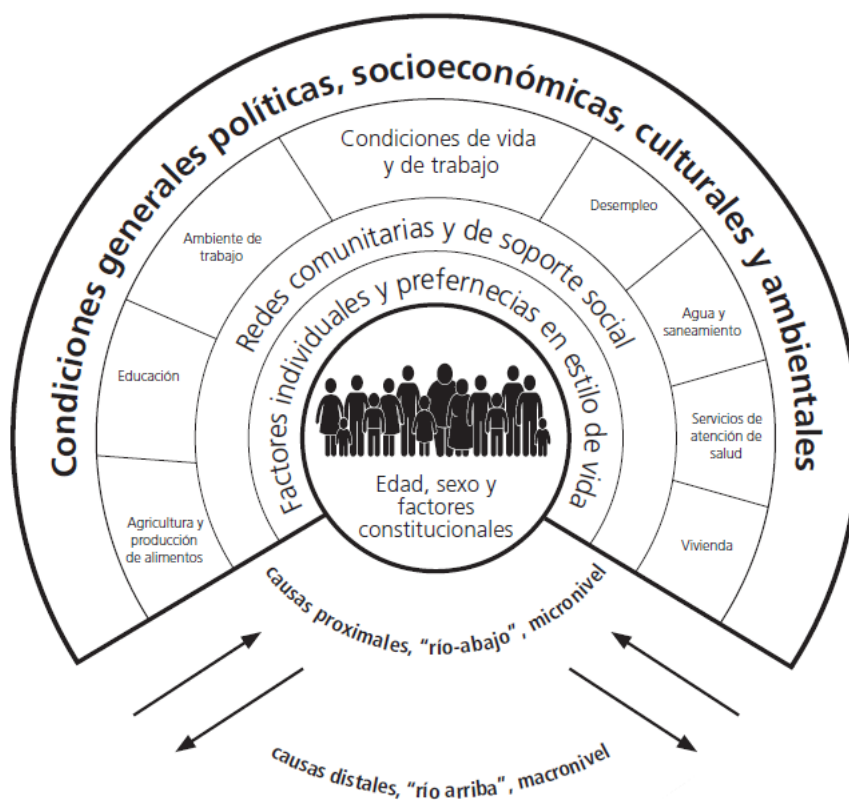
1.1.1. Determinantes sociales de la salud

Los determinantes de la salud fueron definidos por primera vez en el “Informe Lalonde” en 1974 como el conjunto de factores, tanto personales como sociales, económicos y ambientales, que determinan el estado de salud de los individuos o poblaciones. Así se postuló un primer modelo basado en cuatro dimensiones o campos de la salud: 1) Biología humana: aspectos genéticos y edad; 2) Medio ambiente: contaminación, factores socioculturales y psicosociales, el entorno; 3) Estilos de vida: hábitos personales y de grupo; y 4) Atención sanitaria: calidad, accesibilidad y financiación(1). El modelo de determinantes de la salud fue evolucionando en el tiempo hasta el actual, producto de una adaptación del propuesto originalmente por Göran Dahlgren y Margaret Whitehead (**Figura 1**)(2). Este es un modelo multinivel que incorpora el nuevo paradigma de la era eco-epidemiológica emergente, que critica y trasciende el paradigma de los factores de riesgo (o de la “caja negra”) y brinda un enfoque integrado para analizar los sistemas que generan patrones de enfermedad a nivel poblacional, considerando múltiples niveles de causalidad, investigando la interacción entre factores genéticos y ambientales, examinando la trayectoria de la salud y la enfermedad sobre el curso de la vida, y proponiendo un marco más amplio y más unificado para entender

la producción de la salud(3). Además de las bases biológicas de la enfermedad, también conocidas como determinantes proximales de la salud, se identifican cuatro capas de influencias principales, las tres últimas denominadas determinantes distales de la salud:

- 1) El nivel de los estilos de vida, factores y actitudes individuales: hábitos en el comer, dormir, beber y fumar, el ejercicio, etc.;
- 2) El nivel de las redes sociales, familiares y comunitarias: incluyendo las relaciones sociales, el apoyo social, las influencias contextuales del vecindario, la membresía social, los 'otros seres significantes', etc.;
- 3) El nivel de las condiciones materiales y sociales en las cuales la gente vive y trabaja: la vivienda, el agua y saneamiento, la seguridad social, la educación, el empleo, el ambiente de trabajo, la producción y disponibilidad de alimentos, los servicios de atención de salud, el transporte y otros determinantes de la planificación urbana, etc.;
- 4) El nivel de las condiciones sociales, económicas, culturales y ambientales: que incluye los determinantes políticos, las desigualdades socioeconómicas, los sistemas económico, social y de salud, la protección e inclusión sociales, la preservación ambiental, valores culturales como la tolerancia a la diversidad, y políticas y normas sociales a nivel global, internacional, nacional, regional y local. Estos niveles de organización jerárquica se traducirían a su vez en cuatro niveles de intervenciones políticas, dirigidas a: 1) Influir en los estilos de vida y las actitudes individuales; 2) Fortalecer el apoyo comunitario y social; 3) Mejorar las condiciones de vida y de trabajo; y 4) Generar cambios estructurales de largo plazo, respectivamente(4,5).

Figura 1. Modelo Dahlgren y Whitehead de Determinantes de la Salud.



Fuente(4)

La crítica fundamental contra el paradigma de los factores de riesgo es su falta de atención al entorno social en que la enfermedad ocurre: concibe el riesgo de enfermarse como aquel localizado en gran medida en los individuos y su comportamiento personal. Es decir, se centra en un único nivel: el individuo, en un único atributo: la conducta humana y en una única intervención: el cambio de comportamiento. Bajo este paradigma, las preguntas acerca de los entornos físicos y sociales de nivel macro o de los mediadores y antecedentes de nivel micro son difíciles de encuadrar, por lo que esta falta de atención al contexto lleva a una base de conocimiento limitada y precaria para la acción en salud pública. Además, a la descripción de las asociaciones factor de riesgo-enfermedad—cada vez más relacionadas con la detección de efectos pequeños,

particularmente vulnerables a la indeterminación por confusión y sesgo—se le concede prioridad sobre la explicación de los procesos causales y los vínculos entre ellos, de ahí la analogía con una caja negra(4,6).

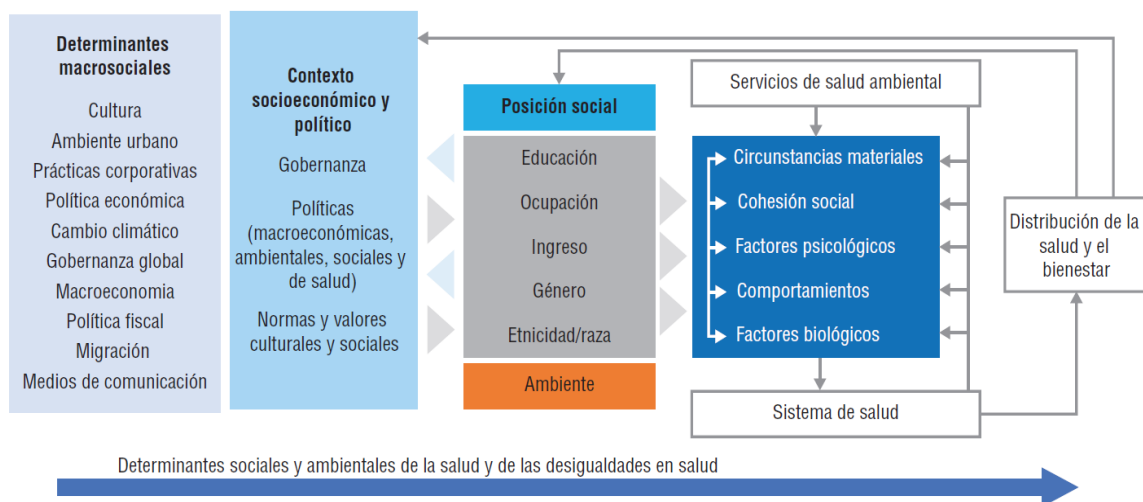
El cambio paradigmático que está perfilando la era emergente de la eco-epidemiología tiene cuatro premisas básicas: 1) Las causas de enfermedad ocurren a todo nivel de organización; 2) Las causas pueden ser distintas a diferentes niveles de organización; 3) Los diferentes niveles se interrelacionan entre sí de modo que pueden influenciar mutuamente la acción de causas de enfermedad a cada nivel; y 4) En cualquier momento dado, los patrones de enfermedad y los estados de salud son el resultado de procesos dinámicos antecedentes (las causas de enfermedad son contingentes históricamente). Es decir, el modelo de determinantes de la salud actual expresa una visión holística de la salud que hace explícita la interdependencia de múltiples niveles (individuos en un contexto biológico, físico, social, económico, histórico, ambiental y político). Los determinantes de la salud y enfermedad en la población ocurren en todos los niveles de organización, desde el nivel microcelular hasta el macropolítico, y la característica fundamental es la interacción multinivel: el daño a la salud poblacional se atribuye a la compleja interacción multinivel de los determinantes de la salud. Actualmente, el conocimiento epidemiológico se encuentra en expansión en los dos polos opuestos del modelo. Es decir, en determinantes proximales o micro: la epidemiología molecular, el genoma humano y la epigenética, y en determinantes distales o macro: la epidemiología social (la epidemiología de los determinantes sociales de la salud)(4).

Los determinantes sociales de la salud fueron luego definidos por la Comisión sobre Determinantes Sociales de la Salud de la Organización Mundial de la Salud (OMS) como las circunstancias en que las personas nacen, crecen, viven, trabajan y envejecen. Estos se describen como las “causas de las causas” de la pérdida de la salud y explican la mayor parte de las inequidades en salud, es decir, de las desigualdades injustas y

evitables observadas dentro y entre países y grupos poblacionales en lo que respecta a su situación de salud. Esas circunstancias son el resultado de la distribución del dinero, el poder y los recursos a nivel mundial, nacional y local(5,7).

El modelo conceptual de determinantes sociales de la salud es el propuesto por la comisión de la OMS en su informe final de 2008(8), luego modificado por la Comisión sobre Equidad y Desigualdades en Salud en las Américas (**Figura 2**), que agregó en el modelo a los determinantes ambientales de la salud (incluido el cambio climático y el papel determinante de las estructuras culturales)(6,9).

Figura 2. Marco conceptual de la Comisión de la OMS sobre Determinantes Sociales de la Salud.



Fuente(6)

De particular relevancia en el modelo conceptual de los determinantes sociales de la salud es la posición social, que juega un papel explicativo fundamental. La posición social es un constructo que captura una cualidad ecológica esencial de toda organización social: el gradiente social, esto es, la organización jerárquica de los

miembros de una sociedad. La posición social se ve reflejada en diversas representaciones posibles, incluyendo el género, la educación, los ingresos, la ocupación, la pertenencia étnica y otras dimensiones indicadoras de los determinantes sociales. De acuerdo con el modelo conceptual vigente, la posición social determina la distribución de la salud y el bienestar en la población, siendo mediada por los llamados determinantes proximales o intermedios, que incluyen las circunstancias materiales, la cohesión social, la conducta humana, la herencia genética y la organización de los sistemas y los servicios de salud a todos los niveles. Por su parte, la posición social misma es influenciada por los determinantes distales—que, parafraseando a Rose(10), Marmot identifica como “las causas de las causas”(5)—o determinantes estructurales, pues atañen directamente a las fuerzas y sistemas de la sociedad que determinan la distribución del poder, la riqueza, los recursos y el prestigio, y que, en última instancia, hay que modificar positivamente para lograr una sociedad equitativa, inclusiva y saludable(6).

1.1.2. Interseccionalidad

El término interseccionalidad fue introducido formalmente en las ciencias sociales por la jurista afroamericana Kimberlé Crenshaw en 1989, que estudió cómo la discriminación hacia las mujeres afroamericanas era producto de una doble discriminación por su género y su raza. Y cómo las mujeres negras eran excluidas de los discursos del feminismo blanco (que igualaba mujer a blanca) y de los discursos del antirracismo (que igualaba negro a hombre)(11). Este enfoque feminista subraya que las múltiples identidades sociales basadas en el género, la etnia, la edad, la nacionalidad, la religión, la identidad sexual, la discapacidad, la clase social, etc. no son independientes y están interrelacionadas entre sí, generando una “intersección” entre ellas que se traduce en una opresión, dominación o discriminación múltiples. El marco teórico de la

interseccionalidad propone que se debe pensar en cada elemento o rasgo de una persona como unido de manera inextricable con todos los demás elementos, para poder comprender de forma completa la propia identidad y la cuota de poder (o falta de él) de esa persona en la sociedad, es decir, su posición social. Así, las estructuras de poder establecidas generan y perpetúan situaciones de privilegios u opresión según esta posición social. El sexismo, el clasismo, el racismo, la homofobia, etc. se potencian, generando un acceso desigual a los recursos y experiencias de vida(11–16).

El marco teórico de la interseccionalidad está siendo adoptado por la epidemiología social porque se corresponde conceptualmente con el paradigma eco-epidemiológico(3) y el modelo de la determinación social de la salud(8), en la que los determinantes sociales de la salud no son meros “factores de riesgo o factores de prevención” que se acumulan en los individuos, sino que la presencia de estas múltiples identidades interactúan y generan una posición social única e irrepetible que puede incrementar o reducir el riesgo para la salud(16,17).

La manera más frecuente y convencional en la que la interseccionalidad es operativizada para analizar las desigualdades sociales en salud es la denominada por McCall(18) como interseccionalidad “inter-categorica” o “categorica”, que considera numerosas interacciones entre estas múltiples dimensiones, identidades o determinantes sociales(17). Entendiendo que hay interacción cuando el riesgo observado es mayor a la suma de los riesgos de cada variable de forma independiente. Por lo que la metodología para evaluar los resultados en salud entre categorías o grupos está basada en un modelo que incluye múltiples parámetros de interacción entre cada variable explicativa a fin de cuantificar su impacto(15,19,20).

Aunque este enfoque es útil y válido para ser utilizado en epidemiología social, tiene sus limitaciones: seguiría siendo un reduccionismo operacional de una multidimensionalidad mucho más compleja. Se argumenta que la interseccionalidad no debería ser introducida dentro del marco analítico de los factores de riesgo, ni conceptual ni

metodológicamente, ya que la interseccionalidad inter-categorica no soluciona el principal defecto del modelo de los factores de riesgo: incluir interacciones de las dimensiones sociales no sirve, en última instancia, para aumentar la habilidad de distinguir entre qué individuos enfermarán y cuáles no. Wemrell y colegas(21) analizaron su habilidad para predecir (precisión discriminatoria mediante la medición del área bajo la curva) la incidencia de infarto agudo de miocardio al introducir en el modelo los efectos de las interacciones, pero hallaron baja precisión de las categorizaciones. Mientras que la interseccionalidad inter-categorica es una herramienta útil para estudiar diferencias entre poblaciones, los modelos de regresión con múltiples parámetros de interacción inherentemente pasan por alto la heterogeneidad del riesgo que permanece dentro de estas identidades o categorías. La interseccionalidad “anti-categorica” critica el enfoque inter-categorico por reducir a los individuos a una categoría que, además, es estática. En ese sentido, la precisión discriminatoria es útil al permitir cuantificar cuán efectiva (o inefectiva) es esa categorización para distinguir entre casos y no-casos. Es decir, desafía cómo se categoriza el riesgo al proveer una medida formal de heterogeneidad dentro de las categorías (o identidades), recordándonos que éstas no son estables ni inflexibles. Dado que la mayoría de los trabajos anti-categoricos son cualitativos o puramente teóricos, la precisión discriminatoria es una herramienta relevante para los investigadores cuantitativos que quieran evaluar críticamente si sus modelos son capaces de predecir o no resultados en salud(17).

Más recientemente, el modelo multinivel se ha propuesto como el que más se aproxima al marco teórico de la interseccionalidad y de la eco-epidemiología, ya que permite medir a la vez las diferencias entre grupos y dentro de los grupos. En estos modelos, los individuos (nivel 1) están inmersos dentro de sus identidades sociales interseccionadas (nivel 2)(22). Los modelos multinivel analizan la varianza total a lo largo de cada nivel ecológico considerado, en este caso: qué parte de la varianza se debe a diferencias entre categorías/grupos y qué parte se debe a las diferencias dentro de la

categoría/grupo (heterogeneidad del grupo). Explorar las posibles causas usando un modelo multinivel posibilitará saber en qué nivel operan principalmente las mismas(17,22–24).

Más allá del modelo analítico utilizado, investigar en salud desde una perspectiva interseccional implica, sobre todo, no interpretar a las dimensiones, identidades o determinantes sociales como meros “factores de riesgo” sino como indicadores de una posición de poder en la jerarquía social, que es la que en última instancia causa la salud o enfermedad a través de múltiples mecanismos intermedios(17).

1.1.3. Desigualdades sociales en salud y el concepto de equidad

En congruencia con el marco conceptual de los determinantes sociales de la salud, las desigualdades en salud son consecuencia (efecto) de las desigualdades sociales; dicho de otro modo, las desigualdades en salud—las que importarían en salud pública—son desigualdades sociales en salud(6).

Las desigualdades en salud se basan simplemente en diferencias observadas entre individuos o poblaciones. En cambio, el término inequidad en salud agrega una dimensión moral y ética, ya que se refiere a aquellas desigualdades que son innecesarias, evitables y, además, consideradas injustas y arbitrarias. Qué desigualdad es una inequidad parece depender en mayor medida de si el individuo tuvo libre elección de la situación que causó la mala salud o si ello estuvo fundamentalmente fuera de su control directo. Así, para poder describir una determinada situación como inequitativa, la causa tiene que ser examinada y juzgada como injusta en el contexto de lo que acontece en el resto de la sociedad(25).

Por lo tanto, no se considera una inequidad la variación natural o biológica, la conducta dañina a la salud por libre elección, o la transitoria ventaja en salud de un grupo sobre otro cuando aquel es el primero en adoptar una conducta promotora de salud. En cambio, sí se considera una inequidad la conducta dañina a la salud cuando la libre elección de los estilos de vida estuvo severamente restringida (determinada por factores socioculturales y económicos), la exposición a condiciones de vida y trabajo estresantes y no saludables, el acceso inadecuado a servicios esenciales de salud, o la selección natural o movilidad social asociada a la salud que involucra la tendencia de la gente enferma a empobrecer(25).

Equidad en salud implica que idealmente cada uno debe tener una oportunidad justa de alcanzar su potencial completo y, más pragmáticamente, que nadie debe quedar en desventaja para alcanzar dicho potencial, si se puede evitar. El objetivo de una política destinada a incrementar la equidad en salud no es eliminar todas las desigualdades en salud de manera que todos tengan el mismo nivel y calidad de salud sino, más bien, reducir o eliminar aquellas que resultan de factores que son considerados tanto evitables como injustos. No es proporcionar a todos lo mismo, sino lo que necesitan para alcanzar su máximo potencial en salud. La equidad tiene que ver, por tanto, con crear oportunidades iguales para la salud y con reducir las desigualdades en salud a los niveles más bajos posibles(25).

La Comisión de Determinantes Sociales de la Salud de la OMS ofreció tres recomendaciones generales para disminuir las inequidades en salud, que fueron confirmadas en la Resolución 14 de la 62ª Asamblea Mundial de la Salud(26): 1) Mejorar las condiciones de vida (incluyendo el asegurar una atención de salud equitativa, integral y universal); 2) Luchar contra la distribución desigual del poder, dinero y recursos; y 3) Medir la magnitud del problema, analizarlo y evaluar los efectos de las intervenciones. La acción sobre los determinantes sociales de la salud será más eficaz si se dispone de sistemas de datos básicos y de mecanismos que aseguren que los datos pueden ser

interpretados y utilizados en la elaboración de políticas, sistemas y programas más eficaces. Para ello, la sensibilización y la formación en materia de determinantes sociales de la salud es esencial(5).

1.1.4. Medición de desigualdades sociales en salud

El análisis básico de desigualdades sociales en salud consiste en la comparación de los valores que asume una variable del estado de salud entre dos o más grupos de población, estratificados con arreglo a una variable del estado socioeconómico de la misma población. El resultado cuantitativo de dicha comparación debe resumirse en una métrica que exprese la magnitud, bien en términos de efecto o en términos de impacto¹, de las desigualdades socioeconómicas sobre la desigualdad en salud. Esta métrica-resumen puede, además, expresar una brecha (la diferencia entre dos y sólo dos grupos sociales, usualmente extremos) o bien un gradiente (la magnitud de la desigualdad en salud a lo largo de toda la jerarquía social), y puede ser absoluta (expresada en las mismas unidades de la variable del estado de salud) o relativa (sin dimensión, sólo indicando la desproporcionalidad)(6).

Desde un punto de vista más operativo, el enfoque metodológico puede ampliarse a tres pasos básicos a partir de un conjunto de datos disponibles. Tal conjunto puede consistir en un panel de datos ecológicamente agregados o puede ser una base de datos individuales. Estos datos tienen necesariamente que capturar tres dimensiones básicas: social, demográfica y de salud. La variable social como indicadora de determinante social, servirá para reproducir la jerarquía social en el análisis; la demográfica, para capturar el tamaño de los grupos de posición social (ponderación poblacional); y la de

¹ Efecto es el resultado directo de la desigualdad socioeconómica sobre la frecuencia o riesgo asociados a la salud de la población. Impacto es el resultado global de la desigualdad socioeconómica sobre la frecuencia o riesgos asociados a la salud de la población, que considera la extensión de la desigualdad socioeconómica en el conjunto de la población. Las medidas de impacto son análogas a la fracción de riesgo atribuible poblacional (fracción etiológica).

salud, para analizar su desigualdad distributiva en la población. Los tres pasos instrumentales son: 1) Reproducir la jerarquía social, construyendo una escala de posición social relativa; 2) Analizar la distribución de la salud sobre dicha escala de posición social; y 3) Resumir el análisis de la distribución de la salud en ese gradiente social mediante el cálculo de métricas estándar de desigualdad social en salud(6).

1.1.4.1. Variable social o estratificador de equidad

Diversos estudios han puesto de relieve la importancia de la posición social relativa para la salud: lo que es importante no es lo que una persona tiene sino lo que ella puede hacer con lo que tiene. En otras palabras, no es la posición en la jerarquía *per se* la culpable del gradiente social en salud y de las desigualdades en salud, sino lo que la posición en la jerarquía significa para lo que uno puede hacer en una sociedad dada. Esto atrae la atención a dos necesidades humanas vitales: control sobre las circunstancias en las que la gente vive y trabaja, y participación social plena. Cuanto más abajo estén los individuos en la jerarquía social, menos probable es que sus necesidades humanas fundamentales por autonomía y por ser integrados en la sociedad sean cumplidas. Este fracaso, a su vez, es una potente causa de mala salud en los individuos y las poblaciones(4). Además, las desigualdades se van reproduciendo a lo largo del ciclo vital: la clase social de la familia donde se nace, el nivel de estudios adquirido, la(s) ocupación(es) y clase(s) social(es) de adscripción en la vida adulta, el nivel de ingresos y patrimonio, son a la vez distintas maneras de medir la jerarquía de poder basada en la extracción social, y de generar recursos y oportunidades desiguales a lo largo de la vida que se traducen en desigualdades en salud(27).

Las variables indicadoras de posición social pueden ser nominales o categóricas u ordinales. Dentro de las categóricas, se reconoce el género/sexo como una variable de análisis imprescindible si se quieren analizar desigualdades sociales en salud(28,29).

Dentro de las ordinales, la edad y las variables de clasificación socioeconómica son las principales, aunque puede haber otras como las variables ambientales.

Género/sexo

El género se define como la construcción social de las diferencias basadas en el sexo biológico. Se refiere a las funciones, comportamientos y atributos que las sociedades consideran apropiadas para mujeres y hombres, estereotipos de lo “femenino” y lo “masculino”. El concepto de género cambia según las culturas y a lo largo del tiempo. El propósito de realizar un estudio de género es identificar, analizar y actuar sobre las inequidades en salud que resultan de pertenecer a uno u otro sexo(29).

Las diferencias en salud entre hombres y mujeres no son sólo diferencias biológicas, sino también desigualdades de género debidas a las diferencias sociales que se dan entre los sexos. Estas diferencias están asociadas a la distinta socialización de mujeres y hombres que determina diferentes valores, actitudes y conductas, así como desigualdades en el poder y en el acceso a los recursos, y también la profunda división sexual del trabajo. Ello se traduce en peores condiciones laborales para las mujeres, con menores salarios, y con una doble carga de trabajo fuera y dentro del hogar que repercute en su estado de salud. Pero las desigualdades de género en salud también repercuten negativamente en los hombres, así por ejemplo, los comportamientos de riesgo asociados a la masculinidad tradicional (por ejemplo, el consumo de sustancias adictivas o la conducción temeraria) son responsables en buena medida de la menor esperanza de vida de los hombres(30).

La falta de conciencia y sensibilidad de género por parte de investigadores y planificadores de políticas sanitarias genera “sesgos de género” que resultan en un desequilibrio en la asignación de recursos, fortaleciendo y perpetuando las desigualdades entre mujeres y hombres en su estado de salud-enfermedad, en el acceso y calidad de la atención sanitaria y en la generación del conocimiento científico en salud. Esta “ceguera en género”, que afecta tanto a individuos como a

organizaciones, es un determinante más de las inequidades y sólo puede ser resuelta a través del desarrollo de políticas sensibles al género que se fundamenten en evidencia que ilustre la realidad y la indeseabilidad de las inequidades entre mujeres y hombres, incluyendo la desigual división del trabajo y del poder(31). En resumen, un análisis de situación de salud que no integre la dimensión de género no da cuenta de la realidad y no es coherente para enfrentar las inequidades en salud(32).

Al ser un constructo social, el género no puede incluirse como variable de análisis cuantitativo, por lo que se utiliza el sexo como una aproximación razonable para conocer el género(29). La necesidad de desagregar y analizar los datos de salud según sexo fue explícitamente puntualizada en la plataforma para la acción de la IV Conferencia Mundial sobre la Mujer en Beijing, que recomendó recoger, compilar, analizar y presentar periódicamente datos desglosados por edad, sexo, indicadores socioeconómicos y otros pertinentes, incluido el número de familiares a cargo, para utilizarlos en la planificación y aplicación de políticas y programas(33). También el informe de la Asamblea General de Naciones Unidas “La mujer en el año 2000: Igualdad de género, desarrollo y paz para el siglo XXI”, destacó lo ineludible de fortalecer el sistema de recolección y procesamiento de datos estadísticos desagregados por sexo, y adoptar indicadores de género que contribuyan al diagnóstico de la situación de las mujeres y a la implementación de las políticas públicas(34).

Pese a lo anterior, las revisiones disponibles indican que es baja la proporción de informes y artículos de salud que analizan las diferencias por sexo y aplican la perspectiva de género(30,35). Como ejemplo más reciente y notable, puede mencionarse que durante la actual pandemia de COVID-19 de 2020, el Ministerio de Sanidad de España no analiza ni reporta todos sus datos por género/sexo(36).

Edad

La edad—más allá de sus implicaciones biológicas—es otra característica individual que, en función del contexto histórico de un país, adquiere trascendencia social y puede

determinar desigualdades en salud ligadas a procesos de discriminación y segregación. Así, en la mayoría de sociedades occidentales las personas mayores sufren las consecuencias del “edadismo”(30). El “edadismo” se refiere a los estereotipos y la discriminación contra personas o grupos de personas debido a su edad. Puede tomar muchas formas, como actitudes prejuiciosas, prácticas discriminatorias o políticas y prácticas institucionales que perpetúan estas creencias estereotipadas. El “edadismo” tiene efectos nocivos sobre la salud de las personas mayores; por ejemplo, en un estudio realizado por Levy y colegas(37), se observó que el promedio de vida de las personas mayores encuestadas que tenían actitudes negativas con respecto al envejecimiento fue 7,5 años más corto que el de las que tenían actitudes positivas. La discriminación por motivos de edad provoca menores niveles de autonomía, menor productividad y mayor estrés cardiovascular. La discriminación por motivos de edad está arraigada en la sociedad y se retroalimenta al promover en las personas mayores los estereotipos del aislamiento social, el deterioro físico y cognitivo, la falta de actividad física y la idea de que son una carga económica(38).

Clasificación socioeconómica

La variedad de esquemas de clasificación socioeconómica e indicadores de posición socioeconómica incluye medidas tanto de nivel individual como de nivel de área. Entre otras, están las basadas en educación; ingreso, pobreza y deprivación social y material; ocupación, vida laboral y exclusión de la fuerza de trabajo; tenencia de la casa, condiciones de vivienda y servicios domésticos; posición de clase social; así como indicadores compuestos e índices de privación. Entre las clasificaciones socioeconómicas más conocidas está la escala de clase social del Registrador General Británico (RGSC, por sus siglas en inglés), utilizada desde 1913. Esta escala, que se basa en la ocupación del responsable del hogar, define seis clases sociales: I, profesional; II, gerencial; III-NM, no manual cualificado; III-M, manual cualificado; IV, manual semicualificado; y V, manual no cualificado. La escala RGSC está basada ya

sea en la habilidad profesional o el posicionamiento general en la comunidad, y sus categorías reflejan en general el prestigio social, el nivel de educación y los ingresos familiares. A pesar de tener muchas críticas por sus obvios sesgos de clase y género, así como por su exclusión de las personas fuera de la fuerza de trabajo remunerado formal, este esquema ha demostrado ser predictivo de las desigualdades en morbilidad y mortalidad. La clasificación socioeconómica o esquema de clases de Wright es otra tipología que, basada en la idea que la esencia de las distinciones de clase puede ser vista en las tensiones de una clase media simultáneamente explotadora y explotada (en términos de tenencia, control y posesión de capital, organización y patrimonio credencial), en última instancia distingue entre cuatro categorías de clase básicas: trabajadores asalariados, pequeños burgueses, pequeños empresarios y capitalistas. Otras clasificaciones socioeconómicas estándar incluyen el esquema de clase de Erikson y Goldthorpe, la puntuación del estatus ocupacional de Nam-Powers, el índice socioeconómico de Duncan, la escala Cambridge de interacción y estratificación sociales, el índice de posición social de Hollingshead, el índice de características del estatus de Warner y el índice de privación de Townsend(4,39–43).

En España, la más usada en los estudios de salud es la clasificación propuesta en el año 2000 por un grupo de trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología y de la Sociedad Española de Medicina Familiar y Comunitaria, a partir de una adaptación de la Clasificación Nacional de Ocupaciones, que se basaba en la de John Goldthorpe(44,45). En el año 2011, esta propuesta fue actualizada para coincidir con la actualización que a su vez realizó el Instituto Nacional de Estadística (INE) de la Clasificación Nacional de Ocupaciones (CNO-11)(46). También se ha propuesto un índice de privación a nivel de sección censal, basado en seis indicadores del censo de 2011: población trabajadora manual, población asalariada eventual, desempleo, personas de 16 y más años y de 16 a 29 años con instrucción insuficiente, y viviendas principales sin acceso a Internet(47).

Existen muchos criterios, esquemas e indicadores para generar una clasificación de la posición socioeconómica ya que ninguna medida de forma aislada puede considerarse como adecuada para todos los propósitos. Idealmente, esta elección debe ser informada por la consideración de la pregunta de investigación específica y el mecanismo propuesto para vincular la posición socioeconómica a los resultados de salud. En la práctica, sin embargo, las medidas utilizadas tienden a ser definidas por lo que está disponible o lo que ha sido previamente registrado(4).

Nivel educativo

Según una revisión sistemática de la literatura que incluyó 113 estudios, el nivel educativo es el indicador más usado internacionalmente para medir la asociación entre el nivel socioeconómico y la salud (55%), seguido de ocupación (27%) e ingresos (27%)(48).

El nivel de estudios puede medirse como el máximo nivel alcanzado o como años totales de educación(49). La principal razón por la que es útil en el análisis de la mortalidad y supervivencia (al contrario que la clase social basada en ocupación o ingresos) es la disponibilidad del dato: la mayoría de países en Europa reportan sus datos de mortalidad por nivel de estudios(50). Además, el nivel de estudios tiene otras ventajas. Primero, es fácil de medir de manera rutinaria y, en general, tiene datos más completos. Segundo, la educación es relevante tanto para hombres como para mujeres independientemente del nivel de empleo, en contraste con la ocupación que es a menudo difícil de determinar en desempleados, estudiantes, mujeres que realizan trabajo reproductivo, jubilados o los que trabajan ilegalmente, voluntarios o en otros trabajos sin remuneración. Tercero, la educación formal es usualmente completada al inicio de la edad adulta y permanece estable a lo largo de la vida, por lo que se evita en mayor medida lo que pasa con otros indicadores más inestables como la ocupación o los ingresos, en los que debido a las variaciones temporales podría observarse una asociación inversa (peor salud en mejor nivel socioeconómico)(40). Estas ventajas son mayores que la principal desventaja:

aunque el nivel de estudios es razonablemente un buen predictor de ocupación e ingresos del individuo, a edades más avanzadas pierde su poder discriminatorio relacionado con el nivel socioeconómico más bajo, porque el acceso a un nivel más alto de estudios era considerablemente menor en las cohortes más añosas y muchos adultos mayores con educación primaria o secundaria baja han obtenido posiciones socioeconómicas medias e incluso altas durante su vida(51).

Los sistemas educativos difieren significativamente entre países europeos, y pueden incluso cambiar enormemente a lo largo del tiempo en el mismo país debido a las reformas educativas. Por ello, es importante la armonización de la clasificación en la comparación entre países. Una situación generalizada es que debido a la expansión educativa que tuvo lugar en el último medio siglo en casi todos los países, el nivel de estudios alto (privilegiado) pasó de ser un pequeño y muy selectivo grupo, a uno mucho mayor y casi con acceso universal. Al mismo tiempo, el nivel de estudios bajo decreció sustancialmente en tamaño y se transformó en un selectivo grupo de personas con discapacidades cognitivas y otras características personales(52). Por esta razón, en las cohortes más jóvenes tener un bajo nivel de estudios es signo de mayor precariedad(53).

La utilidad de la educación como indicador de la posición socioeconómica depende de la edad. Debido a las leyes escolares obligatorias, la mayoría de los menores de 18 años aún no ha terminado su educación, y entre los 18 y 25 años (o tal vez 30) muchos estarán en programas de educación superior. Después de los 25 o 30 años, la mayoría habrá finalizado sus estudios, que quedarán estables durante toda su vida. Esto, junto al tema de las cohortes mayores previas a la expansión educativa, implica que a veces es mejor restringir los análisis por nivel educativo hasta un cierto rango de edad, por ejemplo: 30-75 o 35-79 años. El rango elegido afectará a la magnitud de las desigualdades en mortalidad, porque las desigualdades absolutas tenderán a aumentar

con la edad (la mortalidad aumenta con la misma) y, contrariamente, las relativas tenderán a disminuir(54).

1.1.4.2. Medidas de desigualdades sociales en salud

Para analizar la distribución de la salud sobre la escala de posición social, hay tres opciones no mutuamente excluyentes. La primera es optar por abreviar la distribución social mediante la partición en cuartiles o quintiles, y calcular la magnitud del indicador de salud, es decir, el promedio ponderado para cada uno de estos grupos de posición social percentilados. Alternativamente, se podría adoptar la clasificación propia de variables sociales categóricas o nominales, por ejemplo los estratificadores de identidad: pertenencia étnica, sexo, orientación sexual, territorio, etc. Por otra parte, se puede optar por usar la distribución no abreviada, en cuyo caso hay otras dos opciones de análisis de la distribución de la salud sobre el gradiente social: una es emplear técnicas de regresión para modelizar el gradiente absoluto en salud, y la otra es construir una curva de concentración o de distribución de la desproporcionalidad entre la posición social y la carga de enfermedad (análoga a la curva de Lorenz, muy popular en econometría para estimar la desigualdad de ingresos con el coeficiente de Gini). Si se trabaja con percentiles, entonces se computan los índices de Kuznets: la brecha absoluta y la brecha relativa de desigualdad en salud, que no son más que la diferencia aritmética y el cociente o razón, respectivamente, de los valores del indicador de salud correspondientes a los quintiles extremos de la distribución social abreviada (sacrificando la información de los quintiles intermedios). Si se realiza una regresión entre las tasas de salud y la posición social, se computa el índice de desigualdad de la pendiente (IDP), que mide el grado de inclinación de la recta de regresión y, como tal, expresa en las mismas unidades de la variable de salud (como exceso de mortalidad, por ejemplo) la magnitud de la desigualdad en salud asociada con la desigualdad social

presente. Una regresión de este tipo debiera ser capaz de capturar dos fenómenos ubicuos en el análisis de las desigualdades sociales en salud: uno es la heterocedasticidad o falta de homogeneidad de la varianza, propia del distinto tamaño poblacional de los grupos sociales; el otro es la asintoticidad o falta de linealidad de la relación entre la salud y lo social (especialmente observada con los ingresos), que refleja la ley de rendimientos decrecientes. Ello se resuelve con la inclusión de dos metodologías necesarias: una regresión por mínimos cuadrados ponderados y la transformación asintótica (logarítmica-exponencial) de los datos, según corresponda. En un contexto de monitorización, el avance hacia la equidad se valora con la horizontalización de la curva de regresión (es decir, cuando el IDP tiende a cero). Si se trabaja con la curva de concentración, se computa el índice de concentración de la desigualdad en salud (ICD), que mide, en términos relativos (de -1 a $+1$), cuánto se concentra la carga de enfermedad en el extremo socialmente más desfavorecido de la población (o viceversa). En un contexto de monitorización, el avance hacia la equidad se valora con la diagonalización de la curva de concentración (es decir, cuando el ICD tiende a cero)(6).

Cabe destacar que, en el escenario de los estudios ecológicos, se pone de relevancia el principio de Tukey, que rescata la utilidad del análisis exploratorio de datos, especialmente de aquellos que provienen de registros administrativos (incompletos, imperfectos, inactuales): la intencionalidad analítica no debe ser reivindicar hipótesis causales, sino extraer patrones(6,55).

Una alternativa al uso de la regresión por mínimos cuadrados ponderados es utilizar otro tipo de regresiones, como la de Poisson, para calcular el IDP y su versión relativa, el índice relativo de desigualdad (IRD) de Kunst y Mackenback(51,56,57). En este trabajo se ha utilizado la primera aproximación metodológica para medir desigualdades sociales en salud en la Región de las Américas (con datos de panel ecológicos agregados a nivel

nacional), y la segunda para medir desigualdades sociales en salud en España (con datos individualizados).

A continuación, se describen brevemente las medidas o indicadores más conocidos para el análisis de desigualdades sociales en salud(51,58–60), junto a sus principales ventajas y desventajas:

1) Medidas de rango

Kuznets absoluto

Kuznets relativo

Fracción de riesgo atribuible poblacional (FRAP)

Índice de disimilitud

2) Medidas basadas en variación

Índice de disparidad de Keppel

Varianza entre grupos

3) Medidas basadas en regresión

No ponderada por población

Índice de efecto

Ponderada por población

Índice de desigualdad de la pendiente (IDP)

Índice relativo de desigualdad (IRD)

4) Medidas de desproporcionalidad

Basadas en la distribución de Lorenz

Coeficiente de Gini y curva de Lorenz

Índice pseudo-Gini

Índice de concentración de la desigualdad (ICD)

Basadas en el concepto en entropía y redundancia

Índice de Kullback-Liebler

Índice de Hoover

Índices de Kuznets o razón de tasas y diferencia de tasas

A favor de la razón de tasas y la diferencia de tasas puede apuntarse que son los más fáciles de calcular e interpretar. Sus grandes desventajas es que hacen caso omiso de las desigualdades entre los grupos intermedios, son insensibles al tamaño de los grupos y su interpretación depende del grupo de referencia(58).

Fracción de riesgo atribuible poblacional (FRAP) o fracción etiológica

Es uno de los indicadores de impacto total más conocidos. Se define como la diferencia entre la tasa general y la tasa del grupo socioeconómico más alto, expresada como un porcentaje de la tasa general; cuanto más se desvía de cero, mayor desigualdad y mayor potencial de reducción. Permite estimar la proporción de la tasa general de morbilidad o mortalidad que sería posible reducir si todos los grupos tuvieran las tasas del grupo socioeconómico más alto o con menores tasas de mortalidad o morbilidad. La FRAP también se puede calcular mediante una regresión en la que la variable dependiente es la tasa de mortalidad o morbilidad y la variable independiente es el estatus socioeconómico. En este caso se utiliza el valor de la tasa del grupo socioeconómico más alto estimado mediante regresión, en lugar del valor observado de dicha tasa. Hay que escoger el modelo con el mejor ajuste, lo cual normalmente implica optar entre la regresión lineal simple, la logística o la de Poisson. Esta última es especialmente apropiada para modelizar la relación con tasas de eventos muy poco frecuentes(58).

La FRAP es fácil de calcular e interpretar. Su otra ventaja es que no sólo mide el indicador de salud de los grupos con alto nivel socioeconómico (comparados con el conjunto de la población), sino que también tiene en cuenta el tamaño de la población, porque cuanto mayores son los grupos con el indicador elevado, mayor es la reducción potencial del indicador global(58).

Índice de disimilitud

Este índice puede interpretarse como el porcentaje de todos los casos que debería ser redistribuido para obtener la misma tasa del indicador en todos los grupos socioeconómicos. Dicho de otro modo, expresa la medida en que la distribución del evento de salud estudiado en la población se aproxima a la situación que correspondería a un nivel socioeconómico igual para todos. El índice de disimilitud es grande cuando existe una gran parte de la población en los grupos socioeconómicos bajos y altos y hay pocas personas en los grupos intermedios(58).

El índice de disimilitud no es sensible a la dirección de la asociación entre el nivel socioeconómico y el de salud. Por otra parte, no se recomienda para el análisis de la situación de salud porque presupone la redistribución de la carga de enfermedad o muerte, lo cual es inadmisibles desde el punto de vista ético(58).

Índice de disparidad de Keppel

Este índice mide la desviación media de las tasas de los grupos respecto a un punto de referencia (que podría ser la mejor tasa), expresada como proporción de dicho punto de referencia.

Su ventaja es que es sensible a las diferencias en salud entre todos los grupos socioeconómicos. Su desventaja es que no considera el tamaño relativo de cada grupo(61).

Varianza entre grupos

Es una medida de la desviación de la tasa de cada grupo respecto al promedio poblacional que pondera cada grupo por su tamaño poblacional.

Entre sus ventajas destacan que es relativamente fácil de calcular, tiene una interpretación directa, usa información de todos los grupos sociales, no exige que los grupos sociales sean ordinales, pondera por el tamaño de los grupos sociales y es más sensible a los desvíos más alejados respecto del promedio poblacional (tiene más aversión por la desigualdad). Entre sus desventajas, destaca que exige que el valor de

referencia sea la tasa global poblacional y que es insensible a cambios en la distribución socioeconómica de las desigualdades en salud(61).

Índice de efecto

El índice de efecto describe las diferencias entre todos los grupos de la población mediante los parámetros de un modelo de regresión en el que la variable dependiente suele ser una tasa de mortalidad o morbilidad y la variable independiente un indicador del estatus socioeconómico. Si la relación entre estas variables es lineal, la pendiente de la recta de regresión es el índice de efecto absoluto y se interpreta como el cambio que experimenta la variable dependiente cuando la variable independiente se modifica en una unidad. La mayor limitación de este índice consiste en el riesgo de emplear modelos de regresión o métodos de estimación inadecuados, como cuando la relación no es lineal o los grupos tienen tamaños muy diferentes. En el primer caso no procede la aplicación de un modelo lineal, y en el segundo no procede el empleo de los mínimos cuadrados ordinarios como procedimiento de estimación. Para utilizar una regresión lineal es recomendable verificar, en primer lugar, que se cumplan los supuestos básicos de la regresión, y en segundo lugar, la condición de linealidad(58).

La ventaja es que considera todos los grupos socioeconómicos y que su cálculo incorpora otras variables. Su desventaja es que la posición socioeconómica tiene que estar definida en una escala ordinal, que debe asumirse una relación lineal entre variable dependiente e independiente y que es insensible al tamaño del grupo cuando se usan datos agrupados(58).

Índice de desigualdad de la pendiente (IDP) e índice relativo de desigualdad (IRD)

Estos índices se obtienen mediante un análisis de regresión de la variable de salud sobre un indicador de la posición relativa acumulada de cada grupo con respecto a una variable socioeconómica, y toman en consideración tanto la situación socioeconómica de los grupos como el tamaño de la población. Los grupos se ordenan de forma decreciente según su estatus socioeconómico. Cada grupo se caracteriza por un valor

("ridit") que corresponde a la frecuencia acumulada media de dicho grupo, ordenado en función de la variable socioeconómica. La tasa de morbilidad o mortalidad de cada país es la variable dependiente. La pendiente de la recta de regresión se estima por el método de los mínimos cuadrados ponderados y representa el cambio que experimenta la tasa de mortalidad cuando la posición del grupo cambia en una unidad o, dicho de otro modo, la diferencia entre los puntos extremos de la escala con respecto a la variable de salud, ya que las posiciones respectivas de estos puntos (sus "ridits") son 0 y 1 (o 0 y 100%). Esta pendiente se conoce como IDP. Si es negativa, las dos variables varían en direcciones opuestas, esto es, si la situación socioeconómica empeora, la tasa de mortalidad aumenta. Al igual que los otros índices basados en regresión, la relación entre las dos variables debe cumplir los supuestos básicos de linealidad para utilizar la regresión lineal o, en caso contrario, se debe usar otro tipo de regresión como la logística o la de Poisson. Para obtener la versión relativa de este índice (el IRD), Kunst y Mackenbach(51) sugieren que primero se obtenga el cociente entre el coeficiente β y el valor estimado de la variable de salud (tasa de mortalidad) para la situación socioeconómica más alta ($x = 1$; el punto más alto en la escala "ridit"). El valor así obtenido representa las veces que la tasa del grupo socioeconómico más bajo es mayor que la del grupo socioeconómico más alto. Para expresar este resultado como una razón de tasas se añade una unidad a este valor y se obtiene el IRD modificado. Cuanto mayor es este valor, mayor es la diferencia entre los grupos(58).

El IRD y el IDP tienen la ventaja de tomar en consideración el tamaño de la población y la posición socioeconómica relativa de los grupos. Son sensibles a los grupos intermedios de la población según posición socioeconómica. Sin embargo, requiere que los grupos sociales sean ordinales y sus resultados son poco confiables cuando se aplican a muestras pequeñas en datos agregados(58).

Coeficiente de Gini y curva de Lorenz

El coeficiente de Gini se basa en la curva de Lorenz, que es una curva de frecuencia acumulada que compara la distribución empírica de una variable con su distribución uniforme (de igualdad), representada por una línea diagonal. Cuanto mayor es la distancia, o más propiamente, el área comprendida entre la curva de Lorenz y esta diagonal, mayor es la desigualdad. El ejemplo clásico es la distribución de los ingresos en la población. Para su aplicación en un contexto de salud, el eje de las abscisas representaría la proporción acumulada de la población, y el eje de las ordenadas la proporción acumulada de la variable de salud estudiada. Las personas/grupos o unidades geográficas que conforman la población se ordenan según la variable de salud estudiada, de la peor situación a la mejor. Cuanto mayor es el área entre la curva y la diagonal, mayor es la desigualdad. La curva puede estar por debajo o por encima de la diagonal, según la variable utilizada. Cuando ésta es beneficiosa para la población (por ejemplo, el acceso al agua potable), la curva se sitúa por debajo de la diagonal, mientras que cuando es perjudicial (por ejemplo, las muertes) se sitúa por encima de ella. Una de las formas de medir el grado de desigualdad es el coeficiente de Gini, que es una medida resumen de la desviación de la curva de Lorenz con respecto a la diagonal de igualdad. El coeficiente de Gini es el doble del área entre la curva de Lorenz y la diagonal y toma valores entre cero (perfecta igualdad) y uno (total desigualdad)(58).

La curva de Lorenz y el coeficiente de Gini aprovechan íntegramente la información de todos los sujetos o grupos poblacionales, pero su desventaja radica en que pasan por alto la condición socioeconómica. Por otro lado, exige que los grupos sean ordinales, la información del coeficiente es incompleta (no puede interpretarse directamente) para entender la forma de la desigualdad si no aparece acompañada de la curva correspondiente(58).

Curva e índice de concentración de la desigualdad (ICD)

Si se ordena la población o las unidades geográficas según el estatus socioeconómico, y no según una variable de salud, se consigue incluir la dimensión socioeconómica en

el análisis. La curva y el índice de concentración se calculan con el mismo método que la curva de Lorenz y el coeficiente de Gini, pero incorporando la dimensión social. El índice de concentración toma valores entre -1 y $+1$. Los valores son negativos cuando la curva se encuentra por encima de la diagonal y positivos cuando se encuentra por debajo. Si el ordenamiento según la variable socioeconómica y la de salud coinciden, las curvas de Lorenz y de concentración también coinciden, y el índice de concentración y el coeficiente de Gini adoptan el mismo valor(58).

El índice de concentración incorpora la dimensión socioeconómica, el tamaño de los todos los grupos sociales y puede representarse gráficamente, pero comparte el resto de las desventajas apuntadas para el coeficiente de Gini(58).

Índices basados en el concepto de entropía o basados en la comparación de distribuciones de probabilidad

En el campo de la economía se usan varias medidas relativas de desigualdad, que a su vez han sido adaptadas de la física, estadística y de la teoría de la información. Todas estas medidas gravitan en torno a los conceptos de entropía y redundancia. La entropía es una medida de desorden: si la masa (la energía, la información o—para nuestros intereses—la salud y los ingresos) se encuentran equitativamente distribuidos dentro de un sistema, la entropía es máxima (no hay desigualdades, ni margen de acción para la redistribución de las condiciones de salud o del bienestar económico). Si un sistema ‘progresa’ hacia la igualdad, la entropía aumenta, y si se deteriora a expensas de un incremento de las desigualdades, la entropía disminuye y aumenta la redundancia. Los sistemas muy redundantes tienen una alta concentración y una distribución desigual(62,63).

En esencia, estos son índices de desproporcionalidad con variaciones en la función de desproporcionalidad. Los tres índices (Theil, Hoover y Kullback-Liebler) se basan en la comparación de dos distribuciones empíricas de probabilidad con respecto a un mismo dominio de clases sociales o unidades geodemográficas. En sus versiones

estandarizadas, cuanto más se aproximan a 1 mayor es la desigualdad y cuanto más se aproximan a 0 menor es la desigualdad(61).

Entre sus ventajas, están la ausencia de variaciones con los cambios de escala, la simetría y la equivalencia en entropía, de la cual se deriva una interpretación inmediata, que poseen los atributos esenciales para medir desigualdad (ser sensible al efecto de los factores socioeconómicos de la desigualdad, a la influencia de toda la jerarquía social y al tamaño de la población) y que no requieren suposiciones estadísticas que a menudo limitan la aplicación de varios de los instrumentos clásicos. Con datos agregados, son más sensibles a los valores de los grupos extremos que el índice de Gini y el ICD(62). Además, el índice de Theil puede descomponerse en un “Theil dentro de grupos” y un “Theil entre grupos”. Esto permite evaluar qué magnitud de la desigualdad total puede atribuirse a los grupos y qué magnitud es residual (explicable por otros factores diferentes del factor de clasificación). Esta descomposición opera a cualquier nivel de desagregación(61).

Como recomendación general, Mackenbach y Kunst(51) se inclinan por la utilización de los modelos de regresión, ya que cumplen los siguientes criterios: 1) Validez: los indicadores deben medir tanto la dirección como la fuerza de la asociación entre el nivel socioeconómico y la salud. Las medidas basadas en razones, el FRAP y el índice de disimilitud no miden bien las desigualdades de salud cuando no hay un gradiente claro desde la clase más alta hasta la más baja. Las medidas que no tienen en cuenta el grupo socioeconómico (coeficiente de Gini, curva de Lorenz) obviamente no poseen este atributo; 2) Precisión: los indicadores deben permitir calcular los intervalos de confianza de las estimaciones, sobre todo cuando se trabaja con muestras pequeñas. Para aumentar la precisión es importante tener en cuenta la información de todos los grupos socioeconómicos, circunstancia que no ocurre con las medidas que comparan los extremos. Es difícil calcular intervalos de confianza para el coeficiente de Gini y el índice de disimilitud porque las propiedades de sus distribuciones son complicadas; y 3)

Flexibilidad: el indicador debe permitir calcular cifras tanto absolutas como relativas. Además, es deseable poder controlar el efecto de los factores de confusión y esto sólo es posible mediante los modelos de regresión. Por su parte, Wagstaff(64), recomienda el IRD y el ICD(58).

En este trabajo se han utilizado medidas basadas en regresión ponderadas por población, es decir, IDP como medida absoluta e IRD como medida relativa. Excepto en el primer y segundo objetivos, donde se utiliza el ICD en vez del IRD como medida relativa. También se calcularon y graficaron las curvas de concentración de la desigualdad en salud en todos ellos.

1.2. Desigualdades sociales (educación y sexo) en la mortalidad y supervivencia en países de las Américas

Durante las últimas décadas, las condiciones sociales y de salud han mejorado en su conjunto en la Región de las Américas. Sin embargo, estas mejoras no han sido homogéneas en todos los países o grupos de población. Las inequidades en salud no sólo persisten, sino que en muchos casos han aumentado(65,66).

La evidencia muestra que las desigualdades en mortalidad y supervivencia entre mujeres y hombres, en general a favor de las primeras, no se explican sólo por diferencias biológicas, sino que responden a normas de género que determinan los comportamientos relacionados con la salud, el acceso a los servicios de salud y la respuesta de estos últimos(67–71).

Hay además pruebas suficientes que indican que otros determinantes socioeconómicos, como los ingresos y el nivel educativo, interactúan con el género y promueven desigualdades en salud incluso entre personas del mismo sexo(71–75). Los resultados de estas desigualdades, sistemáticamente en detrimento de los de menor nivel socioeconómico, pueden variar según la metodología que se utilice para su medición. Suelen ser casi siempre mayores entre hombres en términos absolutos y similares en ambos sexos en términos relativos(76), mientras que las tendencias no son uniformes y pueden seguir diferentes direcciones según el país y el resultado en salud que se evalúe(77).

Los estudios de desigualdades sociales en salud provienen en su mayor parte de los países desarrollados, principalmente de la Región Europea(72,75,78), y actualmente se carece de un análisis de desigualdades socioeconómicas de la Región de las Américas en su conjunto. Asimismo, mientras ciertos estudios en países de la región presentan

características similares a las anteriormente descritas(79–81), otros sugieren que en algunos casos podrían existir patrones diferentes(82,83).

1.3. Desigualdades sociales (acceso a agua potable y a saneamiento) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas

El derecho a agua potable y a saneamiento fue explícitamente reconocido por las Naciones Unidas como un derecho humano, esencial para el completo disfrute de la vida(84). En 2012, el Programa de Monitorización Conjunta de la OMS/United Nations Children's Fund (UNICEF) publicó su "Informe global sobre la situación actual y tendencias en agua, saneamiento e higiene", declarando que la Región de las Américas había alcanzado el objetivo de desarrollo del milenio (ODM) 7c para agua y que estaba en vías de alcanzar el ODM 7c para saneamiento en 2015(85). Ese mismo año, las Naciones Unidas también publicaron el "Informe sobre análisis y evaluación global en saneamiento y agua potable"(86), señalando que las amplias desigualdades en el acceso a ambos eran el principal desafío para mantener y extender servicios en las Américas, particularmente en Latinoamérica y el Caribe. De hecho, esta región es conocida por sus enormes desigualdades sociales y ambientales en salud(66).

Según el Estudio de Carga Global de Enfermedades(87), en 2010 la región de Latinoamérica y el Caribe tuvo un promedio de 4.000 muertes prematuras (4,5 por millón) y de 323 años de vida ajustados por discapacidad por millón de habitantes, atribuibles a la falta de acceso a servicios de agua y saneamiento adecuados. Estas prácticas y servicios inadecuados condujeron a una alta prevalencia de enfermedades relacionadas con el agua, tales como diarrea aguda (principalmente en lactantes y

niños), hepatitis, fiebre tifoidea y paratifoidea, parasitosis intestinales y otras parasitosis(88). Además, la falta de acceso a instalaciones de saneamiento mejoradas puede forzar a los individuos a defecar al aire libre—descrita por la OMS como “la práctica sanitaria de mayor riesgo”—siendo una causa principal de contaminación de aguas subterráneas, contaminación de tierras para la agricultura y de transmisión de enfermedades(89,90). Este contexto crea efectos perjudiciales severos en la salud de los individuos y sociedades, llevando al empobrecimiento como resultado de menores oportunidades económicas y educativas.

El acceso a agua potable y a instalaciones de saneamiento mejoradas pueden ser considerados como los epítomes de los determinantes ambientales de la salud. Los determinantes sociales de la salud juegan un papel central en el establecimiento y mantenimiento de la posición social, determinando así la distribución de la salud y el bienestar(8). Bajo el paradigma eco-epidemiológico(91), las desigualdades sociales pueden ser consideradas “las causas de las causas” de la pérdida de la salud; por lo tanto, las desigualdades en el acceso a agua y a saneamiento deben conducir a desigualdades en mortalidad, mortalidad evitable y supervivencia. Sin embargo, actualmente se carece de evidencia sobre la magnitud y tendencias de estas desigualdades en salud determinadas por factores ambientales en la Región de las Américas.

1.4. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad cardiovascular en España

Existe amplia evidencia de la asociación entre el bajo nivel socioeconómico y la mayor incidencia y mortalidad por enfermedades cardiovasculares (ECV)(48,92,93). Un reciente metaanálisis que incluyó 72 cohortes (39, 19 y 14 provenientes de Europa,

Estados Unidos y Asia, respectivamente) reportó riesgos relativos de 1,36 (IC95%: 1,11-1,66) y 1,21 (IC95%: 1,06-1,40) para enfermedades de las arterias coronarias, 1,50 (IC95%: 1,17-1,92) y 1,27 (IC95%: 1,09-1,48) para eventos cardiovasculares, 1,23 (IC95%: 1,06-1,43) y 1,17 (IC95%: 1,01-1,35) para accidentes cerebrovasculares, y de 1,39 (IC95%: 1,26-1,54) y 1,21 (IC95%: 1,12-1,30) para muertes por ECV, en los grupos de menor y medio (versus mayor) nivel educativo, respectivamente. Mientras que los efectos del bajo versus alto nivel de ingresos fueron 1,49 (IC95%: 1,16-1,91) y 1,27 (IC95%: 1,10-1,47) para enfermedades de las arterias coronarias, 1,17 (IC95%: 0,96-1,44) y 1,05 (IC95%: 0,98-1,13) para eventos cardiovasculares, 1,30 (IC95%: 0,99-1,72) y 1,24 (IC95%: 1,00-1,53) para accidentes cerebrovasculares, y de 1,76 (IC95%: 1,45-2,14) y 1,34 (IC95%: 1,17-1,54) para muertes por ECV(94).

En Europa, el estudio prospectivo MORGAM incluyó 49 cohortes con 126.635 europeos adultos de 15 países. Con respecto a la incidencia de ECV, reportó un IRD entre bajo versus alto nivel de estudios de 1,6 (IC95%: 1,4-1,8) en hombres y de 2,0 (IC95%: 1,7-2,4) en mujeres, consistente en todas las poblaciones. Lo que significó en términos absolutos 343 y 170 eventos cardiovasculares adicionales por cada 100.000 personas-año en los de menor respecto a los de mayor nivel educativo, en hombres y mujeres respectivamente; que corresponde a un 48% y 71% de los eventos en cada sexo. Los factores de riesgo cardiovascular clásicos explicaron sólo un tercio de estas desigualdades, siendo el principal mediador el consumo de tabaco en los hombres y el nivel de colesterol HDL en las mujeres(95). Con respecto a la incidencia de accidente cerebrovascular, el IRD fue 1,54 (IC95%: 1,25-1,91) y 1,41 (IC95%: 1,16-1,71) en hombres y mujeres, respectivamente, con poca heterogeneidad entre poblaciones. Lo que significó en términos absolutos entre 86-413 y entre 78-156 eventos adicionales cada 100.000 personas-año en hombres y mujeres, respectivamente; que equivalen a 47%-130% y 40%-89% de los eventos. En este caso, los factores de riesgo explicaron entre 45%-70% de la desigualdad en los países nórdicos, Reino Unido y Lituania, pero

no más del 17% en países de Europa central y del sur. Los principales fueron el consumo de tabaco, de alcohol y el índice de masa corporal(93).

En Europa, las desigualdades en ECV representan el 39% de las desigualdades en mortalidad total entre los grupos con mayor y menor nivel educativo en hombres, y el 60% en mujeres(52). Pese a que la mortalidad cardiovascular está disminuyendo en todas las clases sociales, ésta lo hace más rápido entre los de mayor posición social, por lo que las desigualdades relativas están aumentando(96). Si las tendencias actuales continuaran sin intervenciones adicionales para los grupos más vulnerables, Leylan y Dundas estiman que llevaría entre 8 y 28 años para que la mortalidad por ECV en los de menor nivel socioeconómico (trabajadores manuales) alcance los niveles actuales de los de mayor nivel socioeconómico (trabajadores no-manuales) en la mayoría de los países(97).

La causalidad entre baja posición social e incidencia y mortalidad por ECV es resultado de mecanismos directos e indirectos, estos últimos mediados principalmente por la desigual distribución de los factores de riesgo cardiovascular (consumo de tabaco, obesidad, diabetes, sedentarismo, dieta, factores psicosociales deletéreos, malas condiciones de trabajo, factores de riesgo ambientales, etc.) según el nivel socioeconómico. Por su parte, la desigual distribución del acceso y calidad de la atención sanitaria según posición social sería otro factor mediador de la desigualdad; aunque no parecería tener un rol importante en España(98,99), en otros países como Arabia Saudita, China, Colombia, India, Pakistán o Zimbabue, el bajo nivel socioeconómico influye significativamente en, por ejemplo, el acceso a la prevención cardiovascular secundaria medida por el uso de drogas antiplaquetarias, antihipertensivas y antilipídicas(100).

La contribución de los estilos de vida en la relación entre posición social y la incidencia de enfermedades cardiometabólicas varía según los diferentes estudios, pero no explicaría más de un tercio del total. Una revisión halló que oscilaría entre un 16% y un

33% (según se midiera estatus socioeconómico con educación [16%], ocupación [26%] u otro indicador [33%]). Según esta revisión, la contribución mediana del consumo de tabaco representaría entre un 15-17%, la del consumo de alcohol entre 6-64%, la de la actividad física entre un 4-19%, y la de la dieta entre un 7-24%(48).

Estudios previos intentaron explicar esta asociación y demostraron que los individuos socialmente desfavorecidos tienden a exponerse más a estos factores de riesgo debido a mayores dificultades materiales y financieras, a una menor percepción de los beneficios de los estilos de vida sobre la longevidad, a una falta de conocimiento de sus perjuicios, a dificultades para asumir los mensajes de promoción de la salud, así como a tener actitudes más pesimistas acerca de la vida(101–103). También, que les faltan recursos para comprar comida saludable o equipamiento deportivo(104), que no tienen acceso a facilidades deportivas, áreas seguras o transporte adecuado(105,106), y que sus barrios ofrecen pocas oportunidades para una vida saludable (menor acceso a comida saludable, por ejemplo)(107,108). Asimismo, en pacientes que se sometieron a una angiografía coronaria, la conciencia acerca de sus riesgos era significativamente menor en las personas con peor nivel socioeconómico (sólo un 8% y 7% de los hombres y mujeres podían citar al menos tres factores de riesgo, con un claro gradiente que iba desde 4%, 11% hasta el 20% según tuvieran estudios primarios, secundarios y universitarios, respectivamente)(109)(48).

La contribución de los factores de riesgo al gradiente social en ECV es mayor en jóvenes y adultos jóvenes con respecto a adultos mayores. De forma similar a lo que ocurre con el sexo, estas diferencias podrían también estar vinculadas con una mayor desigualdad social en la distribución de factores de riesgo. Un estudio suizo que investigó este tema, halló mayores desigualdades en estilos de vida y factores de riesgo entre la población de 35-54 años con respecto a la de 55-75 años(110)(48).

Por su parte, son pocos los estudios que analizaron la interacción entre posición socioeconómica y ECV. Un estudio prospectivo que siguió durante 12 años a 77.918

individuos de entre 35-74 años, de 38 cohortes de países nórdicos y bálticos, Reino Unido y Europa central, analizó la interacción entre educación y consumo de tabaco, presión sanguínea y peso corporal con el riesgo de padecer ECV aguda y accidente cerebrovascular. Los fumadores con menor nivel educativo tuvieron un riesgo incrementado de ECV de +3,1% (IC95%: +0,1% a +6,2%) en hombres y de +1,5% (IC95%: -1,9% a +5,0%) en mujeres con respecto a los de mayor nivel educativo, consistente a lo largo de todas las categorías de fumador. Al contrario, la interacción fue negativa en el caso del sobrepeso: -2,6% (IC95%: -5,6% a +0,3%) y la obesidad: -3,6% (-7,6% a +0,4%) en hombres. Una menor interacción fue observada entre educación y peso corporal en mujeres, y entre educación y presión sanguínea en ambos sexos. Los individuos con menor nivel de estudios con dos o más factores de riesgo tuvieron un riesgo incrementado de ECV de +3,6% (IC95%: +0,1% a +7,0%) y +2,6% (-0,5%,+5,6%) en hombres y mujeres, respectivamente, comparado con aquellos con mayor nivel educativo(111).

Sin embargo, hay una gran parte (alrededor de dos tercios) del gradiente entre posición social y ECV no mediada por factores de riesgo convencionales. Un estudio prospectivo que siguió durante 12 años a 5.852 franceses voluntarios de entre 45-64 años, demostró la asociación entre desempleo e incidencia de ECV en individuos con alto nivel socioeconómico. Después de ajustar por edad y sexo, los desempleados tuvieron mayor incidencia de eventos cardiovasculares (Hazard Ratio [HR]: 1,84, IC95%: 1,15-2,83) y mortalidad total (HR: 2,79, IC95%: 1,66-4,47), incluso después de ajustar por otras características clínicas, del comportamiento y sociodemográficas (HR: 1,74, IC95%: 1,07-2,72 y HR: 2,89, IC95%: 1,70-4,69)(112). Otro estudio prospectivo que siguió durante 12 años a una muestra representativa de 3.924 hombres ingleses de entre 60-79 años, demostró que el bajo nivel socioeconómico del barrio (medido en términos de ingresos, empleo, educación, tipo de vivienda y factores ambientales) incrementó el riesgo de mortalidad por ECV independientemente del nivel socioeconómico y los

factores de riesgo individuales (consumo de tabaco, índice de masa corporal, actividad física, consumo de alcohol, hipertensión, niveles de colesterol LDL y diabetes)(113). Esta asociación entre bajo nivel socioeconómico y mayor riesgo cardiovascular es mayor cuanto más estable a lo largo de la vida es esta privación: una trayectoria de baja clase social tuvo el doble de riesgo en la mortalidad por ECV comparado con una trayectoria de alta clase social (HR: 1,94, IC95%: 1,37-2,75) en una cohorte representativa inglesa de 7.846 individuos seguidos durante 8,4 años(114).

Por lo expuesto, atribuir las desigualdades en mortalidad a la desigual distribución de factores de riesgo convencionales resulta insuficiente. En el modelo de determinantes sociales de salud, los estilos de vida son sólo intermediarios de una causalidad social más compleja y se interpretan como otra consecuencia más de dicha causalidad(115). Como ya se mencionó, el paradigma eco-epidemiológico critica el paradigma actual (mononivel) de los factores de riesgo porque éste pone el acento sólo en los estilos de vida y la responsabilidad (culpa) en el individuo, sin considerar que las personas están determinadas por el entorno social en el que nacen, crecen, viven, trabajan y envejecen(3,4). Por ejemplo, parece que la baja posición social y la falta de control de las circunstancias de la vida se asocian con la ansiedad y el estrés biológico crónico, cuyas consecuencias incluyen un mayor riesgo de síndrome metabólico y de mortalidad por ECV(116,117). Un reciente metaanálisis con datos de 48 cohortes de 7 países desarrollados y más de 1,7 millones de personas, comparó el impacto en la mortalidad de seis factores de riesgo clásicos y del bajo nivel socioeconómico, y concluyó que éste reduce la esperanza de vida independientemente de la presencia de dichos factores: los de menor nivel socioeconómico tuvieron mayor riesgo de morir (HR: 1,42, IC95%: 1,38-1,45 hombres; 1,34, 1,28-1,39 mujeres), y esta asociación fue independiente de los seis factores de riesgo (HR: 1,26, 1,21-1,32, ambos sexos combinados); además, los años potenciales de vida perdidos atribuidos únicamente al bajo nivel socioeconómico fueron más que los perdidos por la hipertensión, la obesidad y el alto consumo de alcohol.

Específicamente, el bajo nivel socioeconómico provocó la pérdida de 2,1 años de expectativa de vida entre los 40-85 años, mientras que fueron 0,5 años en el caso del alto consumo de alcohol, 0,7 por obesidad, 3,9 por diabetes, 1,6 por hipertensión, 2,4 por sedentarismo y 4,8 por consumo actual de tabaco(118).

España

Las ECV representan la principal causa de muerte en España(119), pero son escasos los trabajos que analizan su relación con la posición social en el conjunto del país. Reques y colegas analizaron la mortalidad general por nivel de estudios y estimaron que la debida a ECV fue la causa que más contribuyó a la desigualdad absoluta en mortalidad general tanto en mujeres (48,8%) como en hombres (20,8%)(120). Por su parte, Miqueleiz y colegas observaron que la variación en la magnitud de las desigualdades en la mortalidad general entre comunidades autónomas podía ser explicada por la variación en la tasa de la mortalidad en las personas con bajo nivel educativo(121).

Las desigualdades en ECV y factores de riesgo cardiovascular fueron estudiadas por Pérez-Hernández y colegas en el estudio ENRICA-Seniors, un estudio originalmente transversal que incluyó 2.699 personas de 60 años y más de todas las regiones de España, observando un gradiente inverso entre el nivel de estudios y la obesidad (Odds ratio [OR] entre nivel universitario versus primarios o menos: 0,44; IC95%: 0,33-0,57), el síndrome metabólico (OR: 0,56; IC95%: 0,43-0,71), la diabetes (OR: 0,68; IC95%: 0,49-0,95) y las ECV (OR: 0,52; IC95%: 0,29-0,91). Comparada con ocupaciones no-manuales, tener una ocupación manual estuvo asociado con una mayor frecuencia de factores de riesgo cardiovascular(115).

Dégano y colegas, con datos de la cohorte REGICOR que siguió a 9.226 individuos en Girona durante 6 años, también hallaron una asociación inversa entre educación e incidencia de ECV (HR entre nivel de estudios universitarios y primarios de 0,51, IC95%: 0,30-0,80) parcialmente mediada por la hipertensión, el índice de masa corporal y la

diabetes (26% en total; 13,9%, 6,9% y 5,2%, respectivamente); mientras que el consumo de tabaco, la dislipemia y la actividad física no mostraron resultados significativos(122). Otro estudio realizado por Redondo y colegas, utilizando datos de tres encuestas representativas de la población de Girona con un total de 9.646 individuos de entre 35-74 años, hallaron que la prevalencia de hipertensión y diabetes estaba inversamente asociada al nivel de estudios y que la prevalencia de factores de riesgo disminuyó entre 1995 y 2005 en el grupo con mayor nivel de estudios pero aumentó en el de menor, incrementándose las desigualdades(123).

Con respecto a las desigualdades en la atención sanitaria, Mejía-Lancheros y colegas—mediante el estudio transversal PREVIMED que incluyó 7.447 individuos con alto riesgo cardiovascular y una media de edad de 67 años—concluyeron que las diferencias socioeconómicas no influyeron significativamente en la prescripción del tratamiento para prevención primaria cardiovascular (OR entre alto y medio versus bajo nivel de estudios para tratamiento de hipertensión: 0,75 [IC95%: 0,56-1,00] vs 0,85 [0,65-1,10]; de diabetes: 0,86 [0,61-1,22] versus 0,90 [0,67-1,22]; y de dislipemia: 0,93 [0,75-1,15] versus 0,99 [0,82-1,19](98). Mientras que García y colegas observaron que, a pesar del gradiente entre deprivación socioeconómica y mayor riesgo de hospitalización por insuficiencia cardíaca (HR: 1,46, IC95%: 1,27-1,68), no hubo diferencias en la mortalidad por esta causa en Barcelona entre 8.235 individuos mayores de 40 años seguidos durante 4 años en atención primaria(99). Sin embargo, Cainzos-Achirica y colegas concluyeron que, también en Cataluña, los pacientes con insuficiencia cardíaca crónica y menor nivel de ingresos tenían menor expectativa de vida a los 50 años (12,8 años en los de muy bajo [necesidad de asistencia social] versus 22,2 años en los de mayor nivel de ingresos), mayor mortalidad ajustando por sexo, edad, comorbilidades y duración de la enfermedad (OR: 1,21, IC95%: 1,11-1,33, entre muy bajo y medio nivel de ingresos), mayor uso de servicios sanitarios de emergencia y hospitalizaciones, y menor uso de servicios ambulatorios(124).

Los trabajos sobre desigualdades sociales en salud que comparan países de la Región Europea incluyen datos de España pero, aunque estos se refieren al conjunto de la población, sólo proceden de las principales áreas como Barcelona, Madrid o País Vasco(54,96,125–127). Los españoles son los que presentan menor desigualdad en mortalidad general que se debe principalmente a la menor desigualdad en mortalidad por ECV en varones y por cáncer en mujeres, vinculado con la menor desigualdad en la distribución de los factores de riesgo clásicos entre los de mayor y menor nivel educativo excepto en obesidad, donde las desigualdades entre mujeres son mayores a la media europea(126).

El único estudio con datos de todo el país que analiza la mortalidad cardiovascular lo hace en el marco de la mortalidad general(120), por lo que aún se carece de un análisis exhaustivo de las desigualdades sociales en mortalidad cardiovascular en España.

1.5. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España

El consumo de tabaco, el factor de riesgo más prevalente y que origina mayor carga de enfermedad en España, causó en este país la pérdida de 2.363 años de vida ajustados por discapacidad por 100.000 habitantes en el año 2016(128).

Desde una perspectiva epidemiológica, se han identificado cuatro fases en la epidemia tabáquica. En la inicial, o fase I, se registra una prevalencia menor al 15% en los hombres y muy inferior en las mujeres, el consumo anual por adulto es inferior a los 500 cigarrillos y los datos de mortalidad no permiten apreciar las muertes atribuibles al tabaco. Esta primera fase puede durar una o dos décadas. En la fase II, la prevalencia puede alcanzar en los hombres cifras entre el 50-80% y apenas hay exfumadores; no

se aprecia gradiente por clase social, estando el hábito de fumar generalizado entre todas las clases sociales; la prevalencia en mujeres es inferior pero creciente, con un retraso de una o dos décadas respecto a los hombres (relacionada con el proceso de emancipación social de las mujeres); el consumo anual por adulto alcanza los 1.000-3.000 cigarrillos (2.000-4.000 entre los hombres) y un 10% de las muertes en éstos se relacionan con el consumo de tabaco. Apenas se registran los primeros y tímidos intentos de prevención. Esta segunda fase puede durar dos o tres décadas. En la fase III, se inicia un descenso en la prevalencia en hombres hasta el 40%, y los exfumadores son un segmento importante y creciente de la población masculina; se aprecia un claro gradiente social en los hombres, que más tarde se extenderá a las mujeres; en las mujeres se da una larga estabilización del hábito sin haber alcanzado nunca los niveles que tuvo en los hombres. El consumo anual por adulto es el mayor alcanzado, de 3.000 a 4.000 cigarrillos. En la fase III, la mortalidad asociada al tabaco llega a ser un 25-30% del total en los hombres y un 5% en las mujeres. Durante esta fase se desarrollan programas de control, cada vez más integrados y coordinados. Su duración puede estimarse en tres décadas. En la fase IV, la prevalencia por sexos tiende a igualarse: en los hombres baja al 35%, mientras que en las mujeres llega al 30%; la mortalidad atribuible al consumo de tabaco (MAT) alcanza las mayores cifras, llegando al 30-35% en los hombres y al 20-25% en las mujeres. Se aprecia un fuerte gradiente por clases sociales en el consumo de tabaco, al haberlo abandonado masivamente los segmentos de mayor nivel socioeconómico. Lograr avanzar en la generalización de ambientes sin humo es el tema emergente para los esfuerzos de prevención(129). Países como Reino Unido, Noruega, Dinamarca, Finlandia o Bélgica se encuentran en las etapas más avanzadas de la epidemia, concentrando, por ejemplo, las tasas de mortalidad por cáncer de pulmón en hombres de menor nivel educativo de todas las edades y en mujeres hasta los 69 años(130). Sin embargo, España y el sur de Europa se encuentran en el paso de la fase III a la IV de esta epidemia, que se caracteriza por una disminución

general del consumo en todos los grupos socioeconómicos(131) pero en los que aún la prevalencia es alta en los grupos con mayor nivel educativo, principalmente en las personas mayores y en las mujeres(130,132,133). En España, a pesar que las desigualdades de género en la prevalencia han ido disminuyendo en los últimos 50 años, éstas sólo logran converger en la cohorte nacida entre 1980 y 1990, y en las mujeres con mayor nivel de estudios de las cohortes previas(134).

Según la Encuesta Nacional de Salud, actualmente un cuarto de la población española mayor de 14 años es fumadora. Aunque la prevalencia ha disminuido de 34,5% en 2001 a 25,5% en 2014, este descenso ha sido mayor en hombres (42,2% en 2001 a 30,4% en 2014) que en mujeres (27,3% a 20,5%, respectivamente). Específicamente, las tendencias descendentes se han observado en hombres de todas las edades y en mujeres jóvenes, ya que entre las mujeres ≥ 45 años la prevalencia de consumo de tabaco se está incrementando(135). Como ya se mencionó, esta tendencia ascendente se debe a su retraso en la incorporación al consumo de tabaco con respecto a los hombres. En mujeres menores de 45 años, la tendencia ascendente en la prevalencia de tabaquismo se invirtió a finales de los años noventa del siglo pasado, pero tal inversión todavía no se ha observado en mujeres mayores de esta edad(136).

El consumo de tabaco es también una de las principales causas de las desigualdades sociales en salud(125,130,133,137–143). La desigual distribución del consumo de tabaco está influenciada por las circunstancias sociales, económicas y ambientales en las que las personas nacen, viven, aprenden, trabajan y envejecen (es decir, los determinantes sociales de la salud)(144). La posición social influye en la prevalencia de consumo de tabaco, así como en otros aspectos de fumar como el tipo, la frecuencia y la intensidad del consumo de tabaco, la edad de inicio, la tasa de abandono (a través de la motivación, la demanda, el acceso y el éxito de las terapias de abandono) y la exposición al humo de segunda mano.(145) Además, puede influir en el acceso y la calidad de los servicios de atención médica, la exposición ambiental a otros

contaminantes y la presencia de otros riesgos para la salud, tales como el estrés biológico crónico, el consumo de alcohol, el comportamiento sedentario, una dieta poco saludable y mayor morbilidad(5,116). En general, hay un gradiente social y tener un bajo nivel socioeconómico tiende a tener un impacto más negativo(125,130,133,137–143). Algunos estudios europeos que han examinado las desigualdades sociales en mortalidad y supervivencia atribuyen una parte sustancial de estas desigualdades al consumo desigual de tabaco(125,130,133,137–143). Gregoraci y colegas calcularon que la contribución del tabaco a la mortalidad varió un 19%-55% en hombres y un -1%-56% en mujeres, entre quienes estas desigualdades estaban aumentando(137). Mackenbach y colegas reportaron una diferencia en la expectativa de vida parcial (personas entre 35-80 años) en las personas con mayor y menor nivel educativo de 2,3-8,2 años en hombres y entre 0,6-4,5 años en mujeres; siendo el consumo de tabaco el principal contribuyente: 19,8% en hombres y 18,9% en mujeres, seguido de los bajos ingresos (9,7% y 13,4%) y del alto peso corporal (7,7% y 11,7%)(142). Con respecto a la mortalidad, establecieron que el consumo de tabaco, el consumo de alcohol y la pobreza son los principales determinantes de las desigualdades en la mortalidad entre países de la región(139,146); por lo que el potencial de reducción de las desigualdades relativas en mortalidad prematura (30-74 años) depende en gran medida de disminuir las prevalencias de consumo de tabaco (principalmente en mujeres) y de alcohol en los grupos con menor nivel de estudios(140). A nivel regional, las desigualdades absolutas en la MAT y en el consumo de tabaco parecen estar disminuyendo en hombres pero aumentando en mujeres en la mayoría de países(137,143).

Los países del sur de Europa, incluida España, se encuentran entre la tercera y cuarta etapa de la epidemia del tabaco. Tienen algunas de las desigualdades socioeconómicas más pequeñas en la MAT y en el consumo de tabaco, especialmente entre hombres y adultos mayores. Mientras que entre las mujeres mayores el gradiente a veces se

invierte, es decir, la MAT y el consumo de tabaco son más comunes en grupos socioeconómicos más altos(126,130,147–149).

Los estudios que evaluaron las desigualdades sociales en MAT en las poblaciones europeas han incluido datos de unas pocas causas de muerte atribuibles al tabaco y de sólo tres regiones españolas (Barcelona, Madrid y País Vasco). Y de aquellos estudios que analizaron la MAT a nivel nacional(150–154), ninguno ha estudiado la influencia conjunta del sexo, la edad y el nivel de estudios sobre ésta.

2. OBJETIVOS

El objetivo general de este trabajo es generar evidencia sobre las desigualdades sociales en salud, tanto en la Región de las Américas en su conjunto como en España. Esta evidencia será la base de futuras investigaciones sobre las causas y los mecanismos principales de las desigualdades sociales en salud en estos territorios. También puede ser útil para estimular la monitorización de estas desigualdades, incluyendo las de género, una función de la autoridad sanitaria para evaluar el impacto de sus políticas, no sólo sobre la tendencia media poblacional, sino sobre las brechas y los gradientes de desigualdad.

Los objetivos específicos son los siguientes:

2.1. Desigualdades sociales (educación y sexo) en la mortalidad y supervivencia en países de las Américas

Describir las características y la magnitud de las desigualdades sociales en la mortalidad y supervivencia de mujeres y hombres de países de las Américas, y sus tendencias entre 1990 y 2010.

2.2. Desigualdades sociales (acceso a agua potable y a saneamiento) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas

Describir las características, la magnitud y las tendencias de las desigualdades en la distribución de cinco indicadores de salud (expectativa de vida al nacer total y saludable, mortalidad infantil, mortalidad en menores de 5 años y mortalidad materna) derivados de la desigual distribución de dos determinantes ambientales de la salud: el acceso a agua potable y el acceso a instalaciones de saneamiento mejoradas, en países de las Américas durante 1990 y 2010.

2.3. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad cardiovascular en España

Evaluar las desigualdades sociales en la mortalidad por enfermedades cardiovasculares en España en 2015 desde una perspectiva interseccional, teniendo en cuenta la influencia conjunta del sexo, la edad y el nivel de estudios.

2.4. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España

Evaluar las desigualdades sociales en la mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España en 2016 desde una perspectiva interseccional, teniendo en cuenta la influencia conjunta del sexo, la edad y el nivel de estudios.

3. MÉTODOS

3.1. Desigualdades sociales (educación y sexo) en la mortalidad y supervivencia en países de las Américas

Diseño y población de estudio

Se diseñó un estudio observacional de panel de datos ecológicos, agregados a nivel nacional, para explorar analíticamente las desigualdades sociales en salud.

Las variables independientes (los estratificadores de equidad) fueron dos: sexo y nivel educativo (media de años de educación alcanzada por la población ≥ 25 años). Las variables dependientes fueron: dos de la dimensión de mortalidad (tasa específica de mortalidad adulta—15 a 59 años—y edad promedio de muerte) y dos de la dimensión de supervivencia (esperanza de vida al nacer y esperanza de vida saludable al nacer).

Fuentes de información

Todos los datos—y sus definiciones operativas—proviene de fuentes públicas correspondientes al Estudio de Carga Global de Enfermedad 2010 del Institute for Health Metrics and Evaluation's Global Health Data Exchange(49,155–157) e incluyen a Antigua y Barbuda, Argentina, Bahamas, Belice, Bolivia, Brasil, Canadá, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, Ecuador, El Salvador, Estados Unidos, Guatemala, Guyana, Haití, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Santa Lucía, Suriname, Trinidad y Tobago, Uruguay y Venezuela. Estos 30 países representan el 99,4% de la población total de la Región de las Américas.

Análisis de datos

Se realizaron análisis exploratorios de desigualdad social en salud(158) estratificados por sexo, independientemente para 1990 y 2010. Se calcularon los estimadores

insesgados de las variables dependientes, por ponderación poblacional y para cuartiles de países según nivel educativo. Luego se computó la brecha absoluta (por diferencia) y relativa (por cociente) en las variables de salud entre los cuartiles educativos extremos (más y menor nivel de estudios) como métricas de brecha de desigualdad (índices tipo Kuznets).

Se estimó el IDP como métrica de gradiente absoluto de desigualdad, por regresión de las variables de salud en una escala relativa de posición social, definida por el punto medio del intervalo de clase acumulado del estratificador de equidad transformado logarítmicamente. Se aplicó un modelo de regresión por mínimos cuadrados ponderados para controlar la heterocedasticidad de los datos agregados, utilizando el procedimiento de Maddala(64,159).

Finalmente, se estimó el ICD como métrica de gradiente relativo de desigualdad, ajustando por optimización no lineal la ecuación de la curva de concentración de Lorenz(160) a las distribuciones relativas acumuladas observadas de la población ordenada por los estratificadores de equidad y las variables de salud entre los países estudiados, e integrando numéricamente el área bajo la curva. Se calcularon los IC95% de todas las métricas resumen de desigualdad reportadas(161).

Los análisis se realizaron con MS Excel 2010, Stata v11 y Tableau v6.

3.2. Desigualdades sociales (acceso a agua potable y a saneamiento) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas

Diseño y población de estudio

Se diseñó un estudio observacional, ecológico, a nivel nacional, basado en datos secundarios, para explorar la magnitud y tendencias en las desigualdades sociales en

salud determinadas por factores ambientales en la Región de las Américas en 1990 y 2010. La población de estudio fue la población general de 35 países de las Américas.

Fuentes de información y variables de estudio

Los datos a nivel nacional se obtuvieron de varias fuentes institucionales, internamente consistentes y públicamente disponibles, incluyendo el Programa de monitorización conjunta de la OMS/UNICEF(85), la Iniciativa regional de datos básicos de salud de la Organización Panamericana de la Salud (OPS)(162) (que, a su vez, contiene varios indicadores de otras agencias internacionales usados para evaluar los ODM, así como estimaciones poblaciones de las Naciones Unidas), el banco de datos del Banco Mundial, y el Estudio de Carga Global de Enfermedades de 2010(87) disponible en el Institute for Health Metrics and Evaluation's Global Health Data Exchange.

Las variables de estudio seleccionadas fueron indicadores de mortalidad y supervivencia de relevancia en salud pública. Las variables independientes fueron dos determinantes ambientales de la salud (estratificadores de equidad): el acceso a agua potable y el acceso a instalaciones de saneamiento mejoradas, según las definiciones estándar de la OMS/UNICEF(85). Las variables dependientes fueron cinco indicadores de salud: esperanza de vida al nacer, esperanza de vida saludable (libre de discapacidad) al nacer, tasa de mortalidad infantil, tasa de mortalidad en menores de 5 años y tasa de mortalidad materna.

Las unidades de análisis (n= 35) fueron agregadas a nivel de país y corresponden a: Antigua y Barbuda, Argentina, Bahamas, Barbados, Belice, Bolivia, Brasil, Canadá, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, Dominica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Granada, Guatemala, Guyana, Haití, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Saint Kitts and Nevis, Saint Lucia, Saint Vincent y las Granadinas, Suriname, Trinidad and Tobago, Estados Unidos, Uruguay, y Venezuela. Colectivamente, estos países constituyen el 99,5% de la población total de la Región de las Américas(162).

Análisis de datos

El estudio se basa en el principio de Tukey para el análisis exploratorio de datos, destinado a la extracción de patrones más que a buscar una asociación causal(55). El análisis de desigualdades sociales en salud estándar(58) fue realizado usando varias medidas resumen que utilizaron distribuciones abreviadas y no abreviadas de los indicadores de salud. La distribución abreviada fue usada para explorar la brecha de desigualdad absoluta y relativa, capturadas en métricas basadas en rango, llamados índices de Kuznets, que se obtienen de restar y dividir indicadores de mortalidad/supervivencia no sesgados (es decir, ponderados por población) entre grupos extremos (es decir, el cuartil de países con menor y con mayor acceso a agua y a saneamiento). La brecha absoluta retiene las unidades de la variable de mortalidad/supervivencia y el 0 es la referencia de equidad, mientras que la brecha relativa no tiene dimensión siendo el 1 la referencia de equidad.

La distribución no abreviada de los indicadores de salud fue usada para generar medidas resumen más robustas de desigualdad social en salud, el IDP y el ICD, que utilizan en el análisis todos los cuartiles de países y no sólo los extremos (los de menor y mayor acceso a agua y a saneamiento).

Como medida absoluta, el IDP es el valor del coeficiente β de la pendiente de la línea de regresión obtenida a partir de asociar los indicadores nacionales de mortalidad/supervivencia sobre una escala relativa de acceso a agua y a saneamiento llamada "ridit" y definida como el punto medio del intervalo de clase acumulado de la población ordenada por el estratificador de equidad (acceso a agua y a saneamiento) transformado logarítmicamente. Se aplicó un modelo de regresión por mínimos cuadrados ponderados para controlar la heterocedasticidad de los datos agregados, utilizando el procedimiento de Maddala(159). Como medida absoluta, el IDP retiene las unidades de la variable de mortalidad/supervivencia y el 0 es la referencia de equidad.

Como medida relativa, el ICD es una medida resumen de desproporcionalidad entre la carga de enfermedad y el porcentaje de población que la asume. Se computa ajustando por optimización no lineal la ecuación de la curva de concentración de Lorenz(160) a las distribuciones relativas acumuladas observadas de la población ordenada por los estratificadores de equidad y las variables de salud entre los países estudiados, e integrando numéricamente el área bajo la curva. Como medida relativa, el ICD no tiene dimensión y el 1 es la referencia de equidad.

La incertidumbre fue evaluada calculando los IC95% para todas las medidas resumen de desigualdades sociales en salud. Para evaluar la tendencia, se calculó el promedio de cambio en la magnitud de la medida resumen de la desigualdad social en salud entre 1990 y 2010. Para caracterizar el escenario regional de la salud poblacional en el período estudiado fueron analizados los cambios en los promedios de salud poblacionales, así como los gradientes de desigualdad, basado en el marco de referencia analítico de Minujin y Delamonica(163) donde hay cuatro posibles escenarios derivados de la combinación de la mejora o empeoramiento de los promedios regionales y de la desigualdad social en salud.

Todos los análisis estadísticos fueron realizados con MS Excel™ Solver y ToolPak add-ins (Microsoft Corp., Redmond, Washington, Estados Unidos) usando una plantilla semi-automatizada desarrollada por la OPS para el análisis exploratorio de desigualdades sociales en salud (disponible ante solicitud)(164).

3.3. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad cardiovascular en España

Diseño y población de estudio

Se estudiaron todos los fallecimientos por ECV en la población de edad ≥ 30 años en España durante 2015. Los datos provienen del Instituto Nacional de Estadística (INE), con información por causa de muerte según la décima revisión de la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-10). Se estudió la mortalidad por ECV total (códigos I00-I99), cardiopatía isquémica (I20-I25), insuficiencia cardiaca (I50) y enfermedad cerebrovascular (I60-69).

Variables de estudio

Se consideró el sexo, la edad (30-69 y ≥ 70 años) y el nivel de estudios agrupado en cinco categorías (menos que estudios primarios, primarios, primera etapa de secundarios, segunda etapa de secundarios, universitarios). Todas estas variables están incluidas en la base de datos de la estadística de defunciones según la causa de muerte proporcionada por el INE. El nivel de estudios fue asignado por el INE a cada fallecido ≥ 30 años mediante un procedimiento que incluyó el cruce de múltiples fuentes de información (padrón, censos de 2001 y 2011, ficheros de graduados y titulados universitarios del Ministerio de Educación, demandantes de empleo y certificados de profesionalidad del Servicio Público de Empleo Estatal) y técnicas de imputación(165). Como denominadores, se utilizaron las estimaciones de población a 1 de julio de 2015 por grupo de edad y sexo. Para estratificar según el nivel educativo, se usó el porcentaje de personas por edades según nivel de estudios a 1 de enero de 2016, que también proporciona el INE.

Análisis de datos

El número de fallecidos por causas cardiovasculares con datos disponibles del nivel de estudios fue de 121.031, lo que representa el 97,6% de toda la mortalidad cardiovascular de personas de edad ≥ 30 años.

Primero se calcularon las tasas brutas y ajustadas de mortalidad cada 100.000 habitantes por el método directo, utilizando como población estándar la total española de 2015.

Posteriormente se exploró la asociación entre la mortalidad cardiovascular y las variables de estudio mediante modelos multivariantes log-lineales de Poisson, y se evaluó además la existencia de interacción del nivel de estudios con el sexo y la edad (resultados en **Tabla 8**). Al hallarse interacciones significativas en la mayoría de las causas de muerte, se presentan los resultados estratificados por sexo y dos grupos de edad.

Finalmente, se calcularon indicadores de desigualdad social con sus respectivos IC95%. Como medida absoluta se calculó el IDP, que se obtuvo por regresión de Poisson de las tasas de mortalidad ajustadas por edad como una función de una escala relativa de posición social denominada “ridit”, cuyos valores son el punto medio del intervalo de clase acumulado del estratificador de equidad (nivel de estudios). El IDP representa la diferencia absoluta en los valores predichos de mortalidad entre aquellos con el nivel de estudios más bajo y el más alto, teniendo en cuenta el efecto del cambio en la distribución completa de la población según el nivel de estudios(58,59). Como medidas relativas, se calcularon el IRD y las curvas de concentración de la desigualdad en salud. El IRD desarrollado por Kunst y Mackenbach(51) es el cociente entre la tasa estimada por regresión cuando el “ridit” toma el valor 1 y valor 0, y se interpreta como un riesgo relativo, pero incorporando además la información de los grupos intermedios en la medición de la desigualdad. Las curvas de concentración de la desigualdad representan gráficamente los resultados y se obtuvieron ajustando por optimización no lineal la ecuación de la curva de concentración de Lorenz a las distribuciones relativas acumuladas de la tasa de mortalidad y de la población ordenada por nivel de estudios. Estas indican el grado en que se concentra la mortalidad entre los grupos de mayor y menor nivel educativo. Si la curva de concentración se sitúa por encima de la línea diagonal de 45° desde la esquina inferior izquierda hasta la esquina superior derecha— la llamada línea de igualdad—, la mortalidad se concentra en los de menor nivel

educativo. De no haber desigualdad, la curva de concentración se situaría sobre la línea de igualdad(58).

Los análisis se realizaron con MS Excel 2010 para elaborar gráficos(164), con STATA v.15 (StataCorp.; Texas, Estados Unidos) para calcular tasas y riesgos relativos, y con HEAT Plus v.1.0 para calcular medidas de desigualdad(57).

3.4. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España

Diseño y población de estudio

Los datos fueron obtenidos del INE, que provee información sobre causa de muerte, edad, sexo y nivel de estudios de cada fallecido para el año 2016 (los datos de nivel de estudios no estaban disponibles antes de 2015)(165). Un total de 98,1% de los fallecidos de edad ≥ 35 años tenían disponible el dato de nivel de estudios.

Las causas de muerte atribuibles al consumo de tabaco corresponden a las descritas en el “Report of the Surgeon General: The Health Consequences of Smoking—50 Years of Progress”(166). Los códigos de la CIE-10 usados fueron:

Cáncer: neoplasmas malignos del pulmón, tráquea y bronquios (C33-C34); labios, cavidad oral, faringe (C00-C14); esófago (C15); estómago (C16); páncreas (C25); laringe (C32); cuello uterino (C53); riñón y pelvis renal (C64-C65); vejiga (C67); leucemia mieloide aguda (C92.0); colon y recto (C18-C20) e hígado (C22).

Enfermedades cardiometabólicas: enfermedad isquémica del corazón (I20-I25); otras enfermedades cardíacas (I00-I09, I26-I28, I30-I51); enfermedades cerebrovasculares (I60-I69); aterosclerosis (I70); aneurisma aórtico (I71); otras enfermedades vasculares (I72-I78); diabetes mellitus (E10-E14).

Enfermedades respiratorias: influenza (J09-J11); neumonía (J12-J18); tuberculosis (A15-A19); y enfermedad pulmonar obstructiva crónica (J40-J44).

La MAT fue calculada en base a las prevalencias de consumo según sexo, edad y nivel de estudios, y a los riesgos relativos según sexo, edad y causa de muerte para exfumadores y fumadores vs no fumadores. La prevalencia de consumo de tabaco fue obtenida al combinar tres encuestas de salud (n= 66.673) a fin de obtener estimadores más robustos: las Encuestas Nacionales de Salud 2011 y 2016, y la Encuesta Europea de Salud de España de 2014 (resultados en **Tabla 12**)(167–169). Los riesgos relativos para cada enfermedad o causa de muerte fueron obtenidos a partir de cinco estudios de cohortes: “the National Institutes of Health-AARP Diet and Health Study”, “the American Cancer Society’s CPS-II Nutrition Cohort”, “the Women’s Health Initiative (WHI)”, “the Nurses’ Health Study”, y “the Health Professionals Follow-Up Study” (resultados en **Tabla 13**)(166,170).

Las variables de estratificación fueron sexo, edad (35-54, 55-64, 65-74, ≥75 años) y nivel de estudios (bajo [hasta primaria/Clasificación Internacional Normalizada de la Educación (CNE) 2011(171) 0-1], medio-bajo [secundaria/CNE 2], medio-alto [bachillerato y formación profesional/CNE 3-5], alto [universitario/CNE 6-8]). Todas estas variables están incluidas en la base de datos de mortalidad para cada individuo fallecido. Los denominadores fueron obtenidos de las estimaciones poblacionales del INE(165).

Análisis estadístico

Primero se estimó la FRAP debida al tabaco para cada enfermedad/causa de muerte y sexo, estratificada por grupo de edad y nivel de estudios. Para estimar la MAT se aplicó la FRAP a la mortalidad observada. La FRAP se calcula con la siguiente fórmula:

$$[P1 (RR1-1) + P2 (RR2-1)] / [P1 (RR1-1)+ P2 (RR2-1)+1]$$

donde P1 es la prevalencia en fumadores, P2 es la prevalencia en exfumadores, RR1 es el riesgo relativo de muerte entre fumadores vs no fumadores y RR2 el riesgo relativo

de muerte entre exfumadores y no fumadores. Las muertes atribuibles fueron calculadas para cada causa de muerte multiplicando la FRAP a la mortalidad observada.

Segundo, las tasas crudas de MAT fueron calculadas usando las estimaciones poblacionales de 2016, y las tasas ajustadas por edad por 100.000 habitantes fueron obtenidas por el método directo usando la población estándar europea 2013(172).

Finalmente, los indicadores de desigualdad social y sus IC95% fueron estimados a partir de las tasas ajustadas por edad. La desigualdad absoluta fue calculada como el IDP. Para calcular el IDP, la población total fue ordenada desde el subgrupo con menor nivel de estudios ("rank" 0) hasta el de mayor nivel de estudios ("rank" 1). Este ordenamiento fue ponderado, considerando la distribución proporcional de la población en cada subgrupo de nivel de estudios. La proporción de población de cada subgrupo fue acumulada, para definir el punto medio del rango acumulado ("ridit"). La mortalidad ajustada fue entonces asociada contra estos puntos medios usando un modelo de Poisson, y los valores predichos de mortalidad se calcularon para los dos extremos ("rank" 1 menos "rank" 0). Si no hay desigualdad, el IDP toma valor 0. Mayores valores absolutos indican mayores niveles de desigualdad; valores positivos indican una mayor concentración de la mortalidad entre los más desaventajados, mientras que valores negativos indican lo contrario(57).

La desigualdad relativa fue calculada como el IRD, una razón entre los valores estimados previamente ("rank" 1/"rank" 0) de mortalidad entre los de menor hasta los de mayor nivel educativo, teniendo en cuenta todos los subgrupos intermedios. En ausencia de desigualdad, el IRD toma valor 1, valores >1 indican una concentración de la mortalidad entre los más desfavorecidos, mientras que valores <1 indican lo opuesto(57). La desigualdad relativa fue también representada por las curvas de concentración de la desigualdad en salud. Estas se obtuvieron ajustando por optimización no lineal la ecuación de la curva de concentración de Lorenz a las distribuciones relativas acumuladas de la tasa de mortalidad y de la población ordenada

por nivel de estudios. Las curvas indican el grado en que se concentra la mortalidad entre los grupos de mayor y menor nivel educativo. Si la curva de concentración se sitúa por encima de la línea diagonal de 45° desde la esquina inferior izquierda hasta la esquina superior derecha—la llamada línea de igualdad—, la mortalidad se concentra en los de menor nivel educativo. De no haber desigualdad, la curva de concentración se situaría sobre la línea de igualdad. Cuanto más grande el área bajo la curva, mayor desigualdad(58).

Los análisis estadísticos fueron realizados con STATA v.15 (Stata Corp., Texas, Estados Unidos) para calcular las tasas de MAT, y en HEAT Plus v.1.0 para estimar las medidas de desigualdad(57).

4. RESULTADOS

4.1. Desigualdades sociales (educación y sexo) en la mortalidad y supervivencia en países de las Américas

Las medidas resumen de brecha y gradiente de desigualdad en salud, sus rangos de incertidumbre, así como las medias poblacionales para cada año se presentan en la **Tabla 1**. La distribución de las variables de salud según cuartiles de nivel educativo por países, para mujeres y hombres, se presenta en la **Tabla 2**. Ambas tablas también muestran el comportamiento y la distribución del nivel educativo.

Desigualdades en el nivel educativo

El promedio de años de educación per cápita fue de alrededor de 8 años en 1990 y de 10 años en 2010, sin diferencias significativas entre sexos. El gradiente de desigualdad por cuartiles de países según nivel de estudios fue marcado, estable en ambos períodos y similar en ambos sexos: 2–3 veces mayor en el cuartil de mejor nivel educativo respecto del cuartil más desfavorecido, una diferencia equivalente a 7–8 años extra de educación.

Desigualdades en mortalidad

La tasa específica promedio de mortalidad adulta (de 15 a 59 años) fue 3,7 por 1.000 hombres y 1,9 por 1.000 mujeres en ambos períodos. Esta tasa aumentó marcadamente en el cuartil de países con menor nivel educativo en ambos sexos, especialmente en mujeres, y disminuyó en la población masculina del cuartil de países con mayor nivel educativo, reduciéndose el exceso de mortalidad masculina un 50% en ambos cuartiles extremos. A lo largo del gradiente social definido por nivel educativo entre países, la

desigualdad absoluta en mortalidad adulta, medida por el IDP, aumentó proporcionalmente en mujeres y hombres entre 1990 y 2010, siendo considerablemente más alta en estos últimos: $-4,4$ en hombres vs $-2,0$ por 1.000 en mujeres en 2010 (**Figura 3**). En este mismo año, el 50% con menor nivel de estudios de la población regional concentró un 55% de las muertes adultas en mujeres y un 61% en hombres. Entre 1990 y 2010, la edad media de muerte aumentó de 60,4 a 70,2 años en mujeres y de 53,8 a 62,8 años en hombres; la diferencia entre sexos se amplió, por tanto, un año extra a favor de las mujeres. La brecha educativa en mujeres se redujo de 25,5 a 14,9 años de diferencia en la edad promedio de muerte entre los extremos con mayor y menor nivel educativo de la población; en hombres, esta diferencia se redujo de 22,9 a 14,8 años. En 2010, en el cuartil con menos estudios, la brecha entre sexos en la edad media de muerte fue de sólo un año (57,9 en mujeres vs 56,8 en hombres). En ese mismo año, el 50% de la población regional con menor nivel de estudios concentró el 79% de los años de vida media perdidos en mujeres y el 75% en hombres.

Desigualdades en supervivencia

Entre 1990 y 2010, la esperanza de vida al nacer aumentó de 75,6 a 78,7 años en mujeres y de 68,9 a 72,9 años en hombres; la diferencia entre sexos disminuyó, por consiguiente, un año a favor de los hombres. La brecha educacional en mujeres se amplió de 6,7 a 7,5 años de diferencia en la esperanza de vida entre los extremos con mayor y menor nivel educativo de la población; en hombres, esta brecha se amplió de 6,3 a 6,8 años. En 2010, en el cuartil menos educado, la brecha entre sexos en la esperanza de vida fue de 4 años (73,2 en mujeres y 69,2 en hombres). En el mismo año, el 50% de la población regional con menor nivel educativo concentró el 72% de los años potenciales de vida perdidos en mujeres y el 73% en hombres.

En el período estudiado, la esperanza de vida saludable aumentó de 63,7 a 65,9 años en mujeres y de 59,5 a 62,5 años en hombres; la brecha entre sexos disminuyó también un año a favor de los hombres. La brecha de nivel de estudios en mujeres se mantuvo

constante en 6,0 años de diferencia en esperanza de vida saludable entre los extremos con mayor y menor nivel educativo de la población, mientras que, en hombres, esta brecha se redujo escasamente de 6,1 a 5,8 años. En 2010, en el cuartil con estudios más bajos, la brecha entre sexos en la esperanza de vida saludable fue de 2 años (61,3 en mujeres y 59,2 en hombres). En el mismo año, el 50% de la población regional con menor nivel de estudios concentró el 76% de los años potenciales de vida saludable perdidos en mujeres y el 75% en hombres (**Figura 4**).

Tabla 1. Evolución de las desigualdades educacionales entre países en mortalidad adulta y supervivencia saludable según sexo en la Región de las Américas, 1990 y 2010.

Indicador de salud	Indicador de desigualdad	1990		2010	
		Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Mortalidad adulta (15-59 años)	Promedio regional [IC95%]	188,1 [187,5 ; 188,6]	374,4 [373,5 ; 375,2]	190,9 [190,4 ; 191,4]	370,4 [369,7 ; 371,1]
	Índice absoluto Kuznets [IC95%]	53,7 [52,2 ; 55,1]	118,8 [116,8 ; 120,7]	169,5 [167,6 ; 171,3]	207,6 [205,9 ; 209,3]
	Índice relativo Kuznets [IC95%]	1,31 [1,30 ; 1,32]	1,35 [1,34 ; 1,36]	1,95 [1,94 ; 1,97]	1,70 [1,70 ; 1,71]
	IDP [IC95%]	-97,4 [-136,8 ; -58,1]	-123,6 [-175,1 ; -72,2]	-204,2 [-353,0 ; -55,3]	-437,1 [-693,0 ; -181,2]
	ICD [IC95%]	-0,06 [-0,19 ; 0,06]	-0,07 [-0,19 ; 0,05]	-0,07 [-0,21 ; 0,06]	-0,14 [-0,27 ; -0,01]
Edad media de muerte (años)	Promedio regional [IC95%]	60,4 [55,6 ; 65,2]	53,8 [49,5 ; 58,2]	70,2 [67,5 ; 72,9]	62,8 [60,0 ; 65,6]
	Índice absoluto Kuznets [IC95%]	-26,3 [-30,8 ; -21,8]	-22,8 [-26,3 ; -19,3]	-19,8 [-25,6 ; -14,1]	-13,8 [-17,8 ; -9,9]
	Índice relativo Kuznets [IC95%]	0,64 [0,49 ; 0,80]	0,65 [0,52 ; 0,79]	0,74 [0,54 ; 0,95]	0,80 [0,65 ; 0,96]
	IDP [IC95%]	25,5 [17,7 ; 33,4]	22,8 [15,1 ; 30,4]	14,9 [10,9 ; 18,9]	14,8 [10,4 ; 19,2]
	ICD [IC95%]	-0,51 [-0,68 ; -0,34]	-0,44 [-0,60 ; -0,29]	-0,42 [-0,58 ; -0,26]	-0,36 [-0,51 ; -0,21]
Esperanza de vida al nacer (años)	Promedio regional [IC95%]	75,6 [74,3 ; 76,9]	68,9 [67,7 ; 70,1]	78,7 [77,2 ; 80,1]	72,9 [71,1 ; 74,7]
	Índice absoluto Kuznets [IC95%]	-6,7 [-9,5 ; -3,8]	-6,3 [-8,2 ; -4,3]	-7,5 [-14,5 ; -0,5]	-6,8 [-11,7 ; -1,9]
	Índice relativo Kuznets [IC95%]	0,92 [0,81 ; 1,02]	0,91 [0,84 ; 0,99]	0,91 [0,66 ; 1,15]	0,91 [0,73 ; 1,09]
	IDP [IC95%]	7,8 [6,2 ; 9,4]	7,2 [5,6 ; 8,8]	7,2 [4,5 ; 9,8]	9,2 [6,2 ; 12,2]
	ICD [IC95%]	-0,36 [-0,52 ; -0,21]	-0,29 [-0,43 ; -0,15]	-0,31 [-0,46 ; -0,16]	-0,32 [-0,46 ; -0,18]
Esperanza de vida saludable al nacer (años)	Promedio regional [IC95%]	63,7 [62,6 ; 64,8]	59,5 [58,4 ; 60,6]	65,9 [64,7 ; 67,1]	62,5 [61,0 ; 64,0]
	Índice absoluto Kuznets [IC95%]	-6,0 [-8,3 ; -3,7]	-6,1 [-7,9 ; -4,4]	-6,0 [-11,7 ; -0,3]	-5,8 [-10,0 ; -1,6]
	Índice relativo Kuznets [IC95%]	0,91 [0,81 ; 1,01]	0,90 [0,83 ; 0,98]	0,91 [0,67 ; 1,15]	0,91 [0,73 ; 1,09]
	IDP [IC95%]	6,9 [5,5 ; 8,3]	6,9 [5,4 ; 8,4]	5,8 [3,6 ; 8,0]	7,8 [5,2 ; 10,4]
	ICD [IC95%]	-0,43 [-0,59 ; -0,27]	-0,37 [-0,51 ; -0,22]	-0,37 [-0,52 ; -0,21]	-0,34 [-0,49 ; -0,20]
Estratificador de equidad	Años promedio de educación (población ≥25 años) [IC95%]	8,2 [6,8 ; 9,6]	8,6 [7,3 ; 9,9]	9,8 [8,7 ; 11,0]	10,0 [8,9 ; 11,1]

Tabla 2. Mortalidad adulta y supervivencia saludable según cuartiles educacionales y sexo en la Región de las Américas, 1990 y 2010.

Indicador de salud	Año	Mujeres				Hombres			
		Cuartiles de nivel de estudios							
		1 (bajo)	2	3	4 (alto)	1 (bajo)	2	3	4 (alto)
Mortalidad adulta (15-59 años) (tasa específica por 100.000 habitantes)	1990	225,0	182,9	169,0	171,3	457,3	351,1	302,7	338,5
	2010	346,9	172,3	154,7	177,5	502,2	355,0	277,0	294,6
Edad media de muerte (años)	1990	47,6	48,5	64,7	73,9	43,2	43,7	41,8	66,1
	2010	57,9	66,3	70,2	77,8	56,8	56,8	62,0	70,6
Esperanza de vida al nacer (años)	1990	71,8	74,4	76,1	78,4	65,3	68,5	68,0	71,6
	2010	73,2	77,9	79,7	80,7	69,2	72,2	73,4	76,1
Esperanza de vida saludable al nacer (años)	1990	60,2	62,8	64,3	66,2	56,0	59,5	57,7	62,1
	2010	61,3	65,6	66,9	67,3	59,2	62,6	62,8	65,0
<i>Estratificador de equidad</i> (años promedio de educación población ≥25 años)	1990	4,2	5,1	7,5	12,0	4,6	5,9	7,4	12,1
	2010	5,7	7,5	9,7	13,6	6,6	8,3	9,7	13,5

Figura 3. Desigualdad educacional absoluta en la mortalidad adulta (15-59 años) según sexo (líneas de regresión de la desigualdad) en la Región de las Américas, 2010.

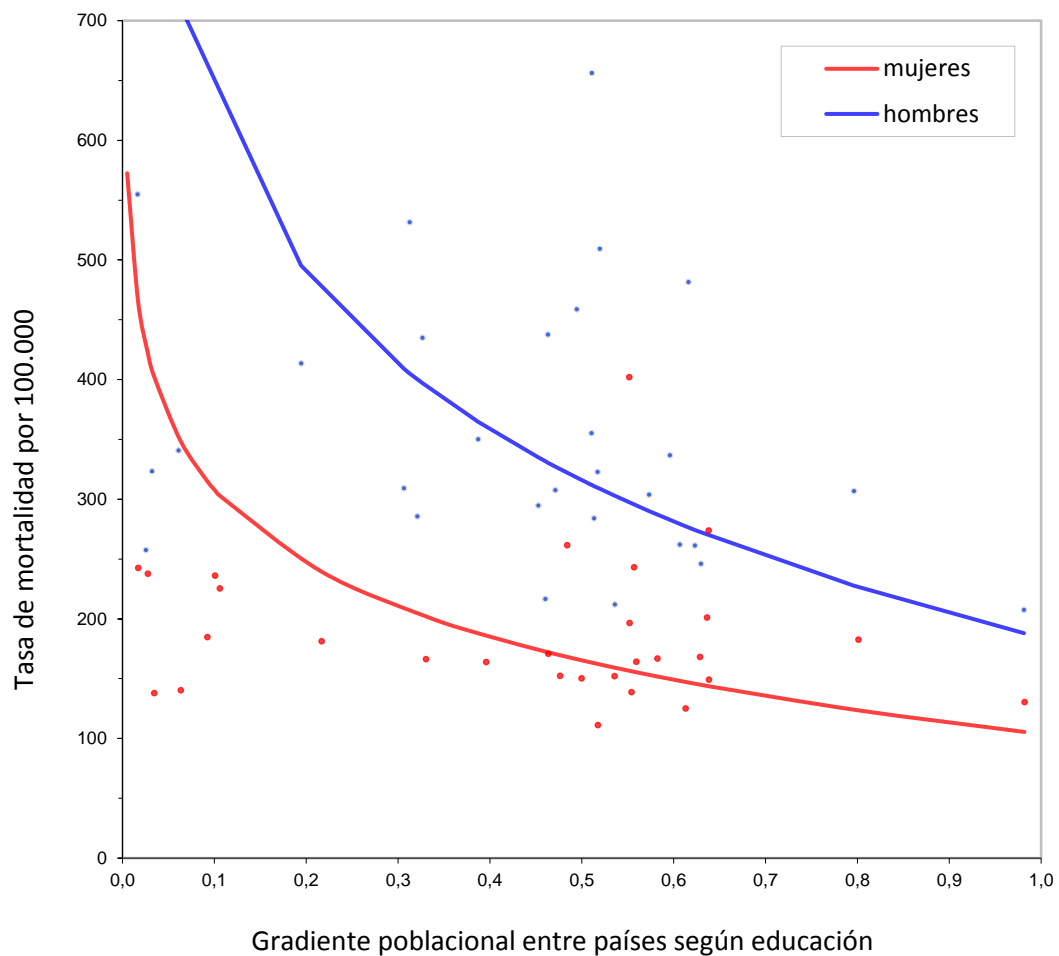
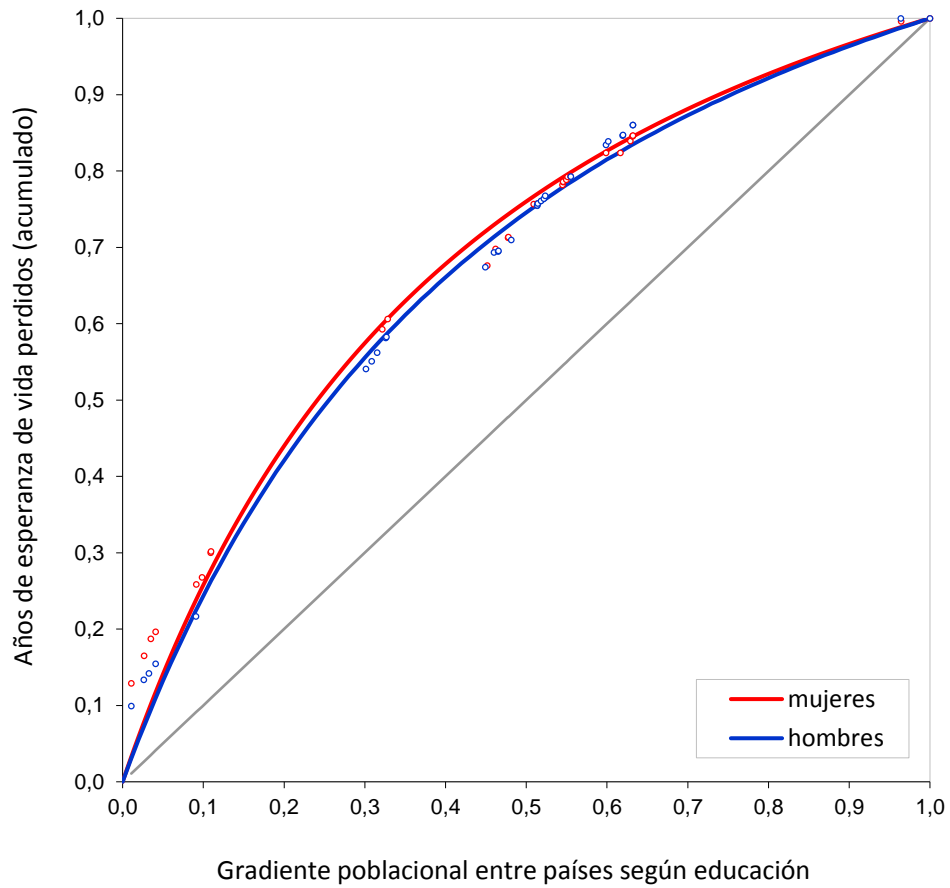


Figura 4. Desigualdad educacional relativa en la supervivencia saludable según sexo (curvas de concentración de la desigualdad) en la Región de las Américas, 2010.



4.2. Desigualdades sociales (acceso a agua potable y a saneamiento) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas

Las cuatro medidas resumen de desigualdad en salud (de brecha/de gradiente y absoluta/relativa) con sus IC95%, junto con los promedios regionales de cada uno de los cinco indicadores de salud a lo largo de la distribución de los dos estratificadores de equidad para los dos puntos en el tiempo (1990 y 2010) se muestran en la **Tabla 3**. De un total de 80 medidas de desigualdad calculadas, 73 (más del 91%) de ellas se situaron sistemáticamente lejos de la referencia de equidad.

La **Tabla 4** muestra un resumen de los valores de cada indicador de salud en cada cuartil del estratificador de equidad, para 1990 y 2010, exponiendo la presencia y persistencia del gradiente de salud. Aunque las diferencias han disminuido durante el periodo estudiado, a menor acceso a agua potable y/o saneamiento, peores resultados en salud entre países.

Desigualdades en expectativa de vida

El estudio encontró una media de 5 años más de expectativa de vida entre 1990 y 2010 (desde 71,2 hasta 76,2 años) en la Región de las Américas. La expectativa de vida estuvo directamente correlacionada con la posición social, definida como el acceso a agua potable y a saneamiento. Mientras que la desigualdad absoluta—evaluada por ambas métricas, de brecha y gradiente—mejoró sistemáticamente entre 1990 y 2010, la relativa no. Este patrón se nota en la jerarquía ambiental definida por el acceso a agua potable, así como por el acceso a saneamiento. La **Figura 5** muestra lo primero: el IDP disminuyó de 12,8 años (IC95%: 9,3-16,2) a 8,9 años (IC95%: 5,7-12,1), y el ICD disminuyó sólo de -0,31 (IC95%: -0,44 a -0,17) a -0,25 (IC95%: -0,38 a -0,12). En 2010, cerca del 40% de los años potenciales de vida perdidos se mantuvieron

concentrados en el cuartil de países con el menor acceso a agua potable y 50% en el de menor acceso a saneamiento.

Desigualdades en expectativa de vida saludable

La expectativa de vida libre de discapacidad también mejoró, de 61,6 años en 1990 a 64,2 años en 2010, implicando que, de media, más del 50% de la ganancia en la expectativa de vida acumulada en la región durante ese período fue expectativa de vida vivida con discapacidad. La magnitud de las desigualdades en expectativa de vida saludable entre países a lo largo del gradiente ambiental definido por el acceso a agua potable y a saneamiento fue menos destacada que en la expectativa de vida total, como también lo fue la tasa de cambio en el período estudiado. La brecha absoluta en expectativa de vida saludable entre los cuartiles extremos de acceso a agua potable se redujo en un 20% (de -7,6 años en 1990 a -6,1 en 2010), comparada con una reducción de más del 40% en la brecha de expectativa de vida total, una indicación de que la discapacidad se concentró desproporcionadamente en aquellos países con un menor acceso a agua y a saneamiento. La tasa de cambio entre los cuartiles extremos de acceso a saneamiento fue de cerca del 30% en ambas expectativas de vida. Las brechas relativas permanecieron invariables también; en total, cerca del 50% de los años potenciales de vida saludable perdidos (por discapacidad) se mantuvieron concentrados en el cuartil de países con el menor acceso a agua potable y a saneamiento.

Desigualdades en mortalidad infantil

El estudio encontró mejoras significativas tanto en el promedio regional como en las desigualdades sociales relacionadas con el acceso a agua y a saneamiento en el riesgo de morir antes del año de vida. La tasa de mortalidad infantil descendió de 29,0 (IC95%: 28,6-29,4) por 1.000 nacidos vivos en 1990 a 13,2 (IC95%: 13,0-13,5) en 2010. La desigualdad absoluta, medida por el IDP, mejoró de -59,7 (IC95%: -73,0 a -46,4) muertes infantiles por 1.000 nacidos vivos en 1990 a -19,6 (IC95%: -27,9 a -11,4) en

2010 en el gradiente poblacional definido por acceso a agua potable, y de $-59,8$ (IC95%: $-73,1$ a $-46,6$) muertes infantiles por 1.000 nacidos vivos en 1990 a $-22,2$ (IC95%: $-29,5$ a $-14,8$) en 2010 en el gradiente poblacional definido por acceso a saneamiento. La desigualdad relativa, capturada por el ICD, descendió en un 31% en el gradiente de acceso a agua potable y en un 26% en el gradiente de acceso a saneamiento, alcanzando en 2010 un $-0,22$ (IC95%: $-0,33$ a $-0,12$) y un $-0,28$ (IC95%: $-0,38$ a $-0,17$), respectivamente.

Desigualdades en mortalidad en menores de 5 años

Los patrones en la magnitud y tendencias de los promedios regionales y medidas de desigualdad de brecha y gradiente en la mortalidad de menores de 5 años son análogos a los observados en la mortalidad infantil. A nivel regional, el riesgo de morir antes de los 5 años descendió de $36,1$ (IC95%: $35,7$ - $36,6$) por 1.000 nacidos vivos en 1990 a $16,3$ (IC95%: $16,1$ - $16,6$) en 2010. Igualmente, a lo largo del gradiente de acceso a agua potable, la desigualdad absoluta se redujo de $-79,3$ (IC95%: $-97,0$ a $-61,5$) por 1.000 nacidos vivos en 1990 a $-29,7$ (IC95%: $-48,7$ a $-10,8$) en 2010, y la desigualdad relativa se redujo de $-0,34$ (IC95%: $-0,45$ a $-0,24$) a $-0,29$ (IC95%: $-0,40$ a $-0,18$). Cambios similares fueron observados a lo largo del gradiente de acceso a saneamiento, como se muestra en la **Tabla 3**.

Desigualdades en mortalidad materna

Como en los otros resultados de mortalidad estudiados, la mortalidad materna y la desigualdad social definida por el acceso a agua potable y a saneamiento mostraron una fuerte correlación inversa. De media, la tasa de mortalidad maternal decreció de $86,7$ (IC95%: $80,0$ - $93,7$) muertes maternas por 100.000 nacidos vivos en 1990, a $58,9$ (IC95%: $54,1$ - $64,1$) en 2010; es decir, una reducción de un tercio. Las caídas en la desigualdad absoluta y relativa, ambas las de brecha y gradiente, fueron más pronunciadas: el IDP cayó de $-244,2$ (IC95%: $-339,7$ a $-148,6$) muertes maternas por 100.000 nacidos vivos en 1990 a $-102,0$ (IC95%: $-144,2$ a $-59,8$) en 2010 a lo largo del

gradiente de acceso a saneamiento, y el ICD cayó de $-0,48$ (IC95%: $-0,62$ a $-0,35$) a $-0,28$ (IC95%: $-0,41$ a $-0,14$). La **Figura 6** ilustra los cambios en la desigualdad absoluta (IDP) y relativa (ICD) en la mortalidad materna a lo largo del gradiente de acceso a saneamiento. En 2010, aproximadamente un 44% de las muertes maternas acumuladas en la región permanecieron desproporcionadamente concentradas en el cuartil de población con el menor acceso a saneamiento, reduciéndose desde un 62% en 1990.

Tabla 3. Tendencias en las desigualdades ambientales, definidas por el gradiente de acceso a agua potable y a saneamiento, países de las Américas (n= 29–35), 1990 y 2010.

Indicador de salud	Indicador de desigualdad	Acceso a agua potable							Acceso a instalaciones de saneamiento mejoradas							
		1990		2010		% cambio promedio	1990		2010		% cambio promedio					
		Valor	IC95%	Valor	IC95%		Valor	IC95%	Valor	IC95%						
Expectativa de vida al nacer	Promedio regional, años	71,2	69,7	72,7	76,2	75,0	77,4									
	Índice de brecha absoluta	-11,0	-13,8	-8,1 §	-6,3	-9,8	-2,8 §	42,7	-11,6	-14,8	-8,4 §	-7,7	-10,2	-5,3 §	33,6	
	Índice de brecha relativa	0,85	0,74	0,97 ‡	0,92	0,79	1,05	-8,2	0,85	0,73	0,97 ‡	0,90	0,81	0,99 ‡	-5,9	
	IDP	12,8	9,3	16,2 §	8,9	5,7	12,1 §	30,5	13,1	9,7	16,4 §	10,8	8,4	13,1 §	17,4	
	ICD	-0,31	-0,44	-0,17 §	-0,25	-0,38	-0,12 §	-61,3	-0,37	-0,51	-0,22 §	-0,37	-0,52	-0,23 §	0,0	
Expectativa de vida saludable al nacer	Promedio regional, años	61,6	60,5	62,8	64,2	62,9	65,6									
	Índice de brecha absoluta	-7,6	-10,9	-4,3 §	-6,1	-13,0	0,7	19,7	-8,1	-11,5	-4,7 §	-5,7	-11,6	0,3	30,4	
	Índice de brecha relativa	0,88	0,74	1,03	0,91	0,61	1,20	-3,4	0,87	0,72	1,02	0,91	0,66	1,17	-4,6	
	IDP	8,5	5,6	11,3 §	6,2	1,5	10,8 §	27,5	8,6	5,8	11,4 §	7,3	2,9	11,6 §	15,6	
	ICD	-0,33	-0,47	-0,18 §	-0,29	-0,43	-0,14 §	12,1	-0,38	-0,54	-0,23 §	-0,38	-0,53	-0,22 §	0,0	
Tasa de mortalidad infantil	Promedio regional, 1.000 nv	29,0	28,6	29,4	13,2	13,0	13,5									
	Índice de brecha absoluta	49,2	48,0	50,3 §	16,3	15,5	17,1 §	66,8	51,5	50,3	52,7 §	17,7	17,0	18,4 §	65,7	
	Índice de brecha relativa	6,29	5,99	6,61 ‡	2,56	2,45	2,69 ‡	59,3	6,54	6,23	6,87 ‡	3,73	3,53	3,94 ‡	43,0	
	IDP	-59,7	-73,0	-46,4 §	-19,6	-27,9	-11,4 §	67,1	-59,8	-73,1	-46,6 §	-22,2	-29,5	-14,8 §	62,9	
	ICD	-0,32	-0,43	-0,22 §	-0,22	-0,33	-0,12 §	31,3	-0,38	-0,49	-0,27 §	-0,28	-0,38	-0,17 §	26,3	
Tasa de mortalidad en menores de 5 años	Promedio regional, 1.000 nv	36,1	35,7	36,6	16,3	16,1	16,6									
	Índice de brecha absoluta	69,6	68,3	70,9 §	30,6	29,7	31,4 §	56,1	73,8	72,5	75,1 §	28,9	28,1	29,7 §	60,9	
	Índice de brecha relativa	7,24	6,93	7,56 ‡	3,58	3,44	3,73 ‡	50,6	7,61	7,29	7,95 ‡	4,87	4,64	5,11 ‡	36,0	
	IDP	-79,3	-97,0	-61,5 §	-29,7	-48,7	-10,8 §	62,5	-79,3	-97,0	-61,5 §	-32,2	-50,6	-13,7 §	59,4	
	ICD	-0,34	-0,45	-0,24 §	-0,29	-0,40	-0,18 §	14,7	-0,39	-0,50	-0,28 §	-0,32	-0,43	-0,21 §	17,9	
Tasa de mortalidad materna	Promedio regional, 100.000 nv	86,7	80,0	93,7	58,9	54,1	64,1									
	Índice de brecha absoluta	289,7	267,6	311,8 §	97,8	81,9	113,8 §	66,2	277,5	255,9	299,0 §	93,4	79,4	107,4 §	66,3	
	Índice de brecha relativa	16,75	12,49	22,47 ‡	3,75	2,97	4,72 ‡	77,6	23,36	16,31	33,47 ‡	5,00	3,83	6,55 ‡	78,6	
	IDP	-252	-344	-159 §	-119	-153	-89 §	52,9	-244	-340	-149 §	-102	-144	-60 §	58,2	
	ICD	-0,44	-0,58	-0,31 §	-0,30	-0,43	-0,17 §	31,8	-0,48	-0,62	-0,35 §	-0,28	-0,41	-0,14 §	41,7	

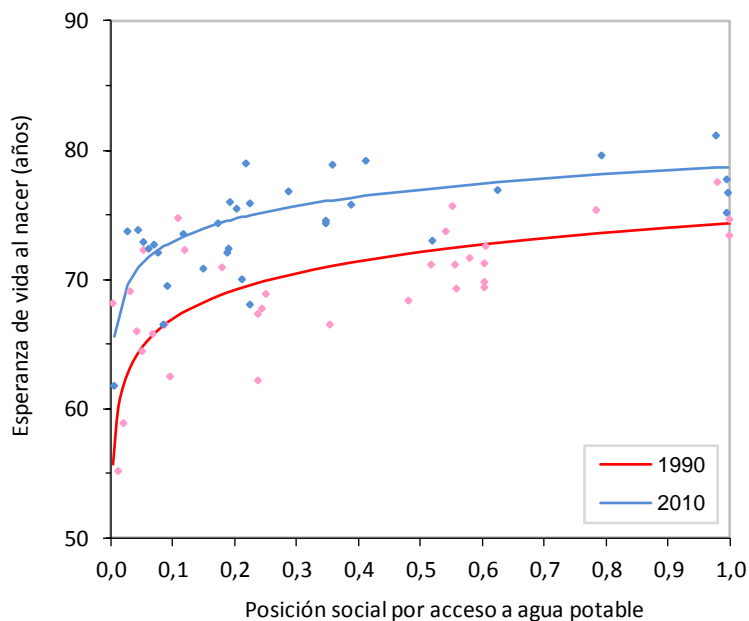
ICD: índice de concentración de la desigualdad; IDP: índice de desigualdad de la pendiente; nv: nacidos vivos; IC95%: intervalo de confianza 95%
Porcentaje de cambio promedio de la desigualdad= [(valor indicador 1990– valor indicador 2010) / valor indicador 1990] * 100
§: diferencia de 0 estadísticamente significativa (p-valor <0,05) ‡: diferencia de 1 estadísticamente significativa (p-valor <0,05)

Tabla 4. Indicadores de mortalidad/supervivencia por cuartiles de acceso a agua potable y a saneamiento, países de las Américas (n= 29–35), 1990 y 2010.

Indicador de salud, unidades	Año	Acceso a agua potable				Acceso a instalaciones de saneamiento mejoradas			
		Cuartiles							
		1 (bajo)	2	3	4 (alto)	1 (bajo)	2	3	4 (alto)
Expectativa de vida al nacer, años	1990	64,6	70,4	68,3	75,6	63,9	67,9	72,4	75,5
	2010	71,1	73,6	76,8	77,4	72,0	74,2	75,5	79,7
Expectativa de vida saludable, años	1990	56,6	61,2	59,5	64,2	56,1	59,7	62,3	64,2
	2010	58,8	62,9	65,0	65,0	60,5	62,3	64,9	66,1
Mortalidad infantil, tasa por 1.000 nacidos vivos	1990	58,5	44,4	25,2	9,3	60,8	43,6	21,5	9,3
	2010	26,8	18,4	12,6	10,4	24,2	16,7	13,2	6,5
Mortalidad en menores 5 años, tasa por 1.000 nacidos vivos	1990	80,8	54,4	30,1	11,2	85,0	53,4	25,3	11,2
	2010	42,4	22,0	15,0	11,8	36,3	19,3	15,1	7,5
Mortalidad materna, Tasa por 100.000 nacidos vivos	1990	308,1	100,2	117,9	18,4	289,9	122,8	71,0	12,4
	2010	133,4	90,3	74,9	35,6	116,7	71,3	79,7	23,3

Figura 5. Desigualdad absoluta (A) y relativa (B) en la expectativa de vida al nacer a lo largo del gradiente de acceso a agua potable, países de las Américas (n= 33), 1990 y 2010.

(A) Líneas de regresión de la desigualdad



(B) Curvas de concentración de la desigualdad

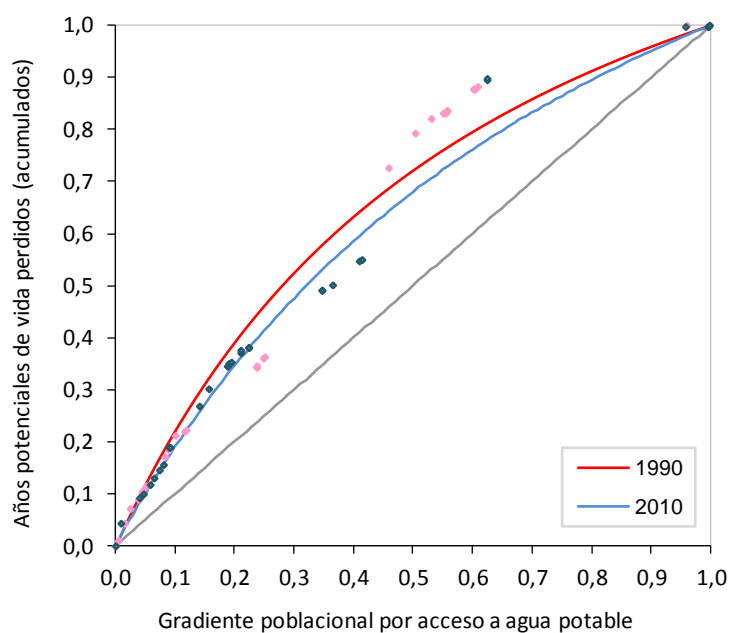
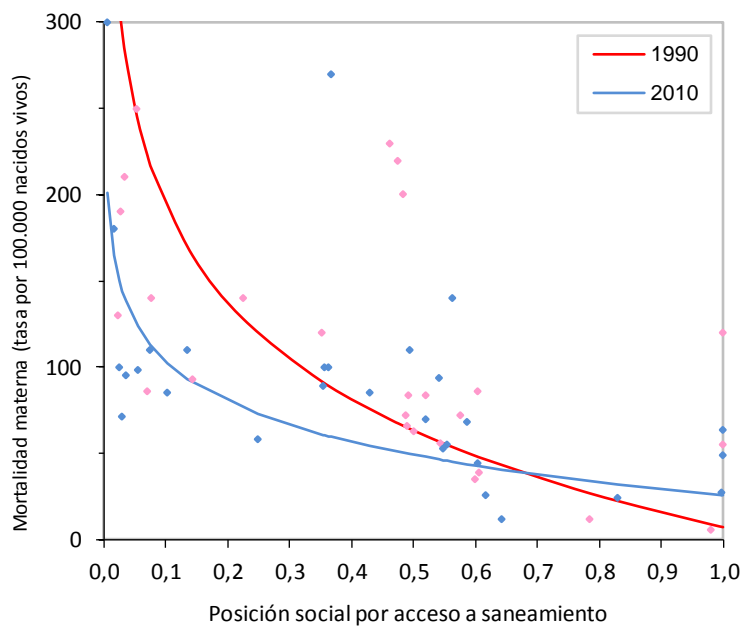
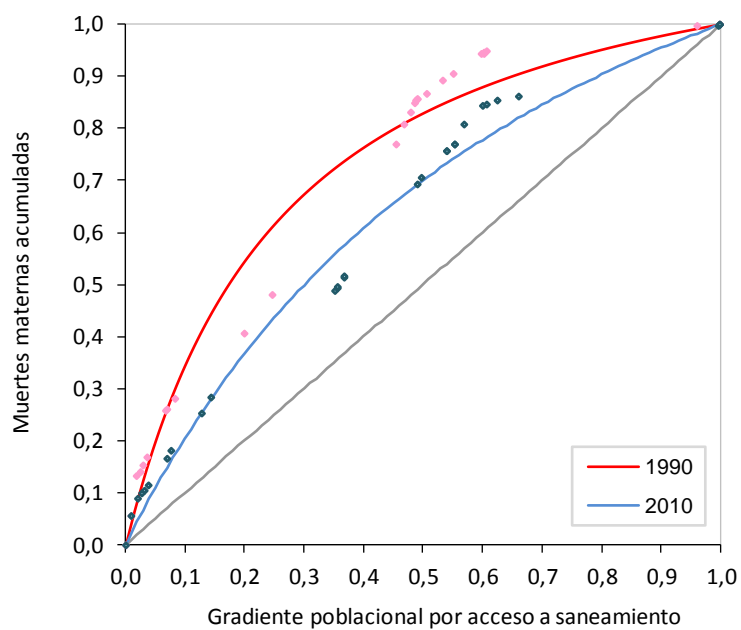


Figura 6. Desigualdad absoluta (A) y relativa (B) en mortalidad materna a lo largo del gradiente de acceso a saneamiento, países de las Américas (n= 29), 1990 y 2010.

(A) Líneas de regresión de la desigualdad



(B) Curvas de concentración de la desigualdad



4.3. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad cardiovascular en España

En la **Tabla 5** y la **Tabla 6** se presentan las tasas brutas y ajustadas de mortalidad por ECV según nivel de estudios de mujeres y varones, respectivamente. La tasa ajustada de mortalidad cardiovascular total fue 492,2/100.000 en varones y 371,3/100.000 en mujeres. En la población de 30 a 69 años, esta diferencia fue mayor (65,8/100.000 en varones y 20,2/100.000 en mujeres) que en los de 70 años y más (362,0 y 299,5/100.000 respectivamente). El porcentaje de personas analfabetas o que no completaron la educación primaria fue mayor entre las mujeres que entre los hombres (el 8,9% y el 6,2%, respectivamente) y esta diferencia fue muy superior entre los de 70 años o más (el 27,6% en mujeres y el 21,1% en varones) con respecto a la población de 30-69 años (el 3,6 y el 3,3%). En general, se observa un efecto gradiente por el que la mortalidad disminuye al aumentar el nivel de estudios.

En la **Tabla 7** se muestran los indicadores de desigualdad. Se observa mayor mortalidad por cualquier causa en las personas con menor nivel de estudios, aunque la magnitud de estas diferencias varía según la enfermedad, el sexo y la edad. En la mortalidad cardiovascular total, el IRD de las mujeres fue 1,88 (IC95%: 1,80-1,96) y el de los hombres 1,44 (IC95%: 1,39-1,49), lo que significa que la mortalidad fue un 88% (mujeres) y 44% (hombres) mayor en los de menor nivel educativo respecto a los que tenían estudios más altos. También las diferencias absolutas fueron mayores en las mujeres, que presentaron un IDP de 178,46 (IC95%: 167,97-188,95) frente a 149,43 (IC95%: 135,95-162,92) en los hombres; es decir, los de menor nivel de estudios presentaron casi 180 y 150 muertes más por 100.000 personas que los de mayor nivel educativo. Las desigualdades en mortalidad cardiovascular fueron mayores en los de

30-69 años, donde el IRD fue 3,62 (IC95%: 3,10-4,14) en mujeres y 2,24 (IC95%: 2,08-2,39) en hombres, aunque en este grupo de edad las diferencias absolutas (IDP) fueron superiores en los hombres (**Tabla 7**). La misma distribución se reproduce en la cardiopatía isquémica e insuficiencia cardiaca, con IRD >4 en mujeres y >2 en hombres. Sin embargo, la magnitud de la desigualdad en la mortalidad cerebrovascular fue similar en ambos sexos, con IRD de 1,79 (IC95%: 1,63-1,94) en mujeres y 1,69 (IC95%: 1,56-1,82) en hombres. Los IDP también fueron similares, excepto una mayor desigualdad en los hombres de 30-69 años.

La **Figura 7** y la **Figura 8** ilustran las curvas de concentración de la desigualdad en salud, que muestran que la mortalidad cardiovascular se concentra en los niveles educativos más bajos. Por ejemplo, en la población de 30-69 años, el 50% con menor nivel de estudios concentró casi el 65% de las muertes por ECV total, así como por cardiopatía isquémica en mujeres, y casi el 60% en hombres (**Figura 7**).

Tabla 5. Mortalidad por enfermedades cardiovasculares en mujeres según nivel de estudios y edad. España, 2015.

	Total				30-69 años				70 años y más			
	Casos	Población	Tasa bruta	Tasa ajustada	Casos	Población	Tasa bruta	Tasa ajustada	Casos	Población	Tasa bruta	Tasa ajustada
Total cardiovasculares												
Nivel de estudios												
< Primarios	26.055	1.483.608	1.756,2	429,1	545	473.703	115,1	52,2	25.510	1.009.905	2.526,0	377,0
Primarios	23.898	3.080.049	775,9	305,9	926	1.644.275	56,3	28,5	22.972	1.435.774	1.600,0	277,4
Secundarios primera etapa	10.509	4.385.867	239,6	299,1	1.157	3.660.858	31,6	22,0	9.352	725.009	1.289,9	277,1
Secundarios segunda etapa	3.643	4.040.560	90,2	259,9	648	3.769.075	17,2	18,4	2.995	271.485	1.103,2	241,5
Universitarios	2.468	3.714.659	66,4	243,4	343	3.500.931	9,8	12,0	2.125	213.728	994,3	231,4
Total	66.573	16.704.743	398,5	371,3	3.619	13.048.842	27,7	20,2	62.954	3.655.901	1.722,0	299,5
Cardiopatía isquémica												
Nivel de estudios												
< Primarios	5.419	1.483.608	365,3	94,0	172	473.703	36,3	14,2	5.247	1.009.905	519,6	79,8
Primarios	4.849	3.080.049	157,4	63,5	251	1.644.275	15,3	7,5	4.598	1.435.774	320,2	56,0
Secundarios primera etapa	2.278	4.385.867	51,9	63,5	337	3.660.858	9,2	6,4	1.941	725.009	267,7	57,1
Secundarios segunda etapa	818	4.040.560	20,2	55,7	182	3.769.075	4,8	5,3	636	271.485	234,3	50,5
Universitarios	512	3.714.659	13,8	49,0	80	3.500.931	2,3	2,8	432	213.728	202,1	46,2
Total	13.876	16.704.743	83,1	61,1	1.022	13.048.842	7,8	5,5	12.854	3.655.901	351,6	61,8
Insuficiencia cardiaca												
Nivel de estudios												
< Primarios	4.899	1.483.608	330,2	75,4	57	473.703	12,0	5,9	4.842	1.009.905	479,5	69,5
Primarios	4.309	3.080.049	139,9	53,0	81	1.644.275	4,9	2,7	4.228	1.435.774	294,5	50,4
Secundarios primera etapa	1.733	4.385.867	39,5	50,8	97	3.660.858	2,6	1,9	1.636	725.009	225,7	49,0
Secundarios segunda etapa	611	4.040.560	15,1	46,6	56	3.769.075	1,5	1,4	555	271.485	204,4	45,2
Universitarios	370	3.714.659	10,0	38,7	32	3.500.931	0,9	1,2	338	213.728	158,1	37,5
Total	11.922	16.704.743	71,4	49,7	323	13.048.842	2,5	1,8	11.599	3.655.901	317,3	54,2
Cerebrovasculares												
Nivel de estudios												
< Primarios	6.211	1.483.608	418,6	104,4	125	473.703	26,4	13,6	6.086	1.009.905	602,6	90,7
Primarios	5.703	3.080.049	185,2	74,0	254	1.644.275	15,4	7,9	5.449	1.435.774	379,5	66,1
Secundarios primera etapa	2.661	4.385.867	60,7	75,3	320	3.660.858	8,7	6,2	2.341	725.009	322,9	69,1
Secundarios segunda etapa	871	4.040.560	21,6	60,4	187	3.769.075	5,0	5,4	684	271.485	251,9	55,1
Universitarios	655	3.714.659	17,6	61,9	122	3.500.931	3,5	4,0	533	213.728	249,4	57,9
Total	16.101	16.704.743	96,4	71,1	1.008	13.048.842	7,7	5,9	15.093	3.655.901	412,8	72,2

Tasa bruta y ajustada por 100.000 habitantes.

Tabla 6. Mortalidad por enfermedades cardiovasculares en hombres según nivel de estudios y edad. España, 2015.

	Total				30-69 años				70 años y más			
	Casos	Población	Tasa bruta	Tasa ajustada	Casos	Población	Tasa bruta	Tasa ajustada	Casos	Población	Tasa bruta	Tasa ajustada
Total cardiovasculares												
Nivel de estudios												
< Primarios	14.108	972.904	1.450,1	533,2	930	427.616	217,5	108,8	13.178	545.288	2.416,7	424,4
Primarios	17.849	2.535.190	704,0	436,6	2.299	1.638.442	140,3	82,6	15.550	896.748	1.734,0	354,0
Secundarios primera etapa	11.523	4.653.098	247,6	432,3	3.807	4.109.556	92,6	75,2	7.716	543.542	1.419,6	357,2
Secundarios segunda etapa	6.042	4.336.675	139,3	385,5	2.284	4.034.820	56,6	58,6	3.758	301.855	1.245,0	326,9
Universitarios	4.936	3.084.840	160,0	360,9	1.367	2.793.658	48,9	45,9	3.569	291.182	1.225,7	315,1
Total	54.458	15.582.707	349,5	492,2	10.687	13.004.092	82,2	65,8	43.771	2.578.615	1.697,5	362,0
Cardiopatía isquémica												
Nivel de estudios												
< Primarios	4.314	972.904	443,4	174,9	407	427.616	95,2	47,8	3.907	545.288	716,5	127,1
Primarios	5.759	2.535.190	227,2	142,9	1.027	1.638.442	62,7	36,4	4.732	896.748	527,7	106,5
Secundarios primera etapa	4.341	4.653.098	93,3	146,6	1.842	4.109.556	44,8	36,3	2.499	543.542	459,8	110,3
Secundarios segunda etapa	2.360	4.336.675	54,4	136,3	1.055	4.034.820	26,1	27,0	1.305	301.855	432,3	109,4
Universitarios	1.866	3.084.840	60,5	126,2	634	2.793.658	22,7	21,3	1.232	291.182	423,1	104,9
Total	18.640	15.582.707	119,6	140,9	4.965	13.004.092	38,2	30,6	13.675	2.578.615	530,3	111,8
Insuficiencia cardiaca												
Nivel de estudios												
< Primarios	1.982	972.904	203,7	69,6	77	427.616	18,0	9,3	1.905	545.288	349,4	60,3
Primarios	2.251	2.535.190	88,8	55,1	158	1.638.442	9,6	6,4	2.093	896.748	233,4	48,7
Secundarios primera etapa	1.251	4.653.098	26,9	53,9	306	4.109.556	7,4	6,0	945	543.542	173,9	47,9
Secundarios segunda etapa	661	4.336.675	15,2	49,5	199	4.034.820	4,9	4,8	462	301.855	153,1	44,6
Universitarios	596	3.084.840	19,3	50,1	118	2.793.658	4,2	3,9	478	291.182	164,2	46,2
Total	6.741	15.582.707	43,3	53,1	858	13.004.092	6,6	5,4	5.883	2.578.615	228,1	50,2
Cerebrovasculares												
Nivel de estudios												
< Primarios	3.439	972.904	353,5	126,5	191	427.616	44,7	22,0	3.248	545.288	595,6	104,6
Primarios	3.880	2.535.190	153,0	93,1	383	1.638.442	23,4	13,6	3.497	896.748	390,0	79,5
Secundarios primera etapa	2.367	4.653.098	50,9	93,5	603	4.109.556	14,7	11,9	1.764	543.542	324,5	81,6
Secundarios segunda etapa	1.117	4.336.675	25,8	75,3	333	4.034.820	8,3	8,7	784	301.855	259,7	66,6
Universitarios	972	3.084.840	31,5	74,8	199	2.793.658	7,1	6,7	773	291.182	265,5	68,1
Total	11.775	15.582.707	75,6	86,7	1.709	13.004.092	13,1	10,4	10.066	2.578.615	390,4	82,4

Tasa bruta y ajustada por 100.000 habitantes.

Tabla 7. Desigualdades en mortalidad por enfermedades cardiovasculares asociadas con diferencias en el nivel de estudios por sexo y grupos de edad. España, 2015.

		Mujeres				Hombres			
		IDP	IC95%	IRD	IC95%	IDP	IC95%	IRD	IC95%
Total cardiovasculares	Total	178,46	167,97-188,95	1,88	1,8-1,96	149,43	135,95-162,92	1,44	1,39-1,49
	30-69 años	25,78	22,95-28,62	3,62	3,1-4,14	52,97	48,34-57,60	2,24	2,08-2,39
	70 años y más	170,89	161,93-179,84	1,77	1,72-1,82	118,04	105,48-130,61	1,39	1,34-1,43
Cardiopatía isquémica	Total	40,79	36,04-45,54	1,99	1,81-2,17	35,59	27,65-43,53	1,29	1,21-1,37
	30-69 años	7,72	6,28-9,16	4,07	2,97-5,18	23,38	20,26-26,5	2,15	1,93-2,37
	70 años y más	38,19	34,07-42,31	1,86	1,73-1,98	22,18	15,24-29,12	1,22	1,14-1,3
Insuficiencia cardíaca	Total	34,88	30,69-39,06	2,06	1,86-2,27	17,43	12,48-22,37	1,39	1,25-1,53
	30-69 años	2,57	1,68-3,45	4,25	2,12-6,38	3,97	2,62-5,32	2,10	1,57-2,62
	70 años y más	34,65	30,86-38,44	1,89	1,76-2,03	17,90	13,16-22,64	1,43	1,29-1,57
Cerebrovasculares	Total	40,31	34,98-45,64	1,79	1,63-1,94	45,42	39,36-51,49	1,69	1,56-1,82
	30-69 años	5,90	4,39-7,41	2,77	2,03-3,5	10,88	9,01-12,75	2,85	2,33-3,36
	70 años y más	39,78	35,37-44,18	1,74	1,63-1,84	41,72	35,71-47,73	1,66	1,54-1,78

El Índice relativo de desigualdad (IRD) se interpreta como el riesgo relativo de mortalidad entre el nivel de estudios más bajo y el más alto, y el Índice de desigualdad de la pendiente (IDP) como la diferencia absoluta de mortalidad. Por ejemplo, en la mortalidad cardiovascular total el IRD en mujeres fue 1,88 y significa que la mortalidad fue un 88% superior en las de menor respecto a los de mayor nivel educativo; el IDP de 178,46 indica que las de menor nivel de estudios presentaron casi 180 muertes más por 100.000 mujeres que las de mayor nivel educativo. IC95%: Intervalo de confianza del 95%.

Tabla 8. Riesgos relativos de mortalidad por enfermedades cardiovasculares según nivel de estudios, sexo y edad. España, 2015.

	Total		Hombres				Total		Mujeres				Valores p de interacción*
	RR	IC 95%	30-69 años		70 años y más		RR	IC 95%	30-69 años		70 años y más		
			RR	IC 95%	RR	IC 95%			RR	IC 95%	RR	IC 95%	
Total cardiovasculares													
< Primarios	1,46	1,20-1,76	2,31	1,77-3,02	1,30	1,05-1,62	1,68	1,33-2,13	4,15	3,20-5,38	1,30	1,05-1,62	0,005
Primarios	1,26	1,05-1,50	1,71	1,36-2,15	1,12	0,91-1,39	1,32	1,06-1,65	2,36	1,94-2,87	1,12	0,91-1,39	0,069
Secundarios primera etapa	1,27	1,08-1,48	1,62	1,31-2,01	1,13	0,93-1,39	1,30	1,06-1,60	1,93	1,61-2,31	1,13	0,93-1,39	0,509
Secundarios segunda etapa	1,09	0,92-1,28	1,26	1,02-1,57	1,03	0,83-1,28	1,14	0,91-1,41	1,62	1,36-1,93	1,03	0,83-1,28	0,818
Universitarios	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	
Cardiopatía isquémica													
< Primarios	1,38	1,28-1,49	2,24	1,99-2,52	1,17	1,08-1,26	1,84	1,64-2,06	5,40	4,11-7,09	1,59	1,44-1,76	<0,001
Primarios	1,20	1,12-1,29	1,65	1,49-1,83	1,03	0,96-1,11	1,40	1,25-1,56	2,60	2,04-3,32	1,23	1,12-1,34	<0,001
Secundarios primera etapa	1,28	1,19-1,37	1,69	1,54-1,85	1,07	0,99-1,16	1,41	1,26-1,57	2,32	1,83-2,94	1,24	1,13-1,37	0,076
Secundarios segunda etapa	1,10	1,02-1,19	1,26	1,14-1,40	1,04	0,95-1,13	1,24	1,08-1,42	1,93	1,51-2,48	1,11	0,97-1,27	0,336
Universitarios	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	
Insuficiencia cardiaca													
< Primarios	1,34	1,18-1,51	2,25	1,59-3,19	1,24	1,11-1,40	1,78	1,58-1,99	4,74	2,68-8,39	1,70	1,51-1,90	<0,001
Primarios	1,18	1,05-1,32	1,46	1,10-1,94	1,10	0,99-1,22	1,44	1,30-1,60	2,41	1,43-4,07	1,38	1,25-1,53	<0,001
Secundarios primera etapa	1,16	1,02-1,32	1,53	1,17-1,99	1,06	0,93-1,21	1,38	1,23-1,54	1,83	1,11-3,04	1,33	1,19-1,49	0,017
Secundarios segunda etapa	1,02	0,90-1,15	1,25	0,95-1,64	0,96	0,85-1,08	1,24	1,07-1,43	1,51	0,91-2,50	1,21	1,04-1,40	0,097
Universitarios	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	
Cerebrovasculares													
< Primarios	1,61	1,47-1,76	3,07	2,54-3,70	1,45	1,32-1,58	1,56	1,43-1,71	2,86	2,20-3,72	1,45	1,33-1,57	0,112
Primarios	1,29	1,19-1,39	1,90	1,62-2,23	1,16	1,08-1,26	1,23	1,13-1,34	1,92	1,51-2,44	1,15	1,06-1,24	0,377
Secundarios primera etapa	1,30	1,20-1,41	1,75	1,52-2,02	1,19	1,09-1,29	1,27	1,16-1,38	1,55	1,25-1,93	1,20	1,10-1,30	0,860
Secundarios segunda etapa	1,04	0,96-1,14	1,28	1,10-1,50	0,99	0,90-1,08	1,03	0,93-1,14	1,32	1,05-1,65	0,97	0,87-1,07	0,834
Universitarios	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	(ref)	-	

*Interacción entre el nivel de estudios y sexo (totales).
IC 95%: intervalo de confianza del 95%, ref: referencia, RR: riesgo relativo.

Figura 7. Curvas de concentración de la desigualdad en mortalidad por enfermedades cardiovasculares y cardiopatía isquémica según nivel de estudios, sexo y edad. España, 2015.

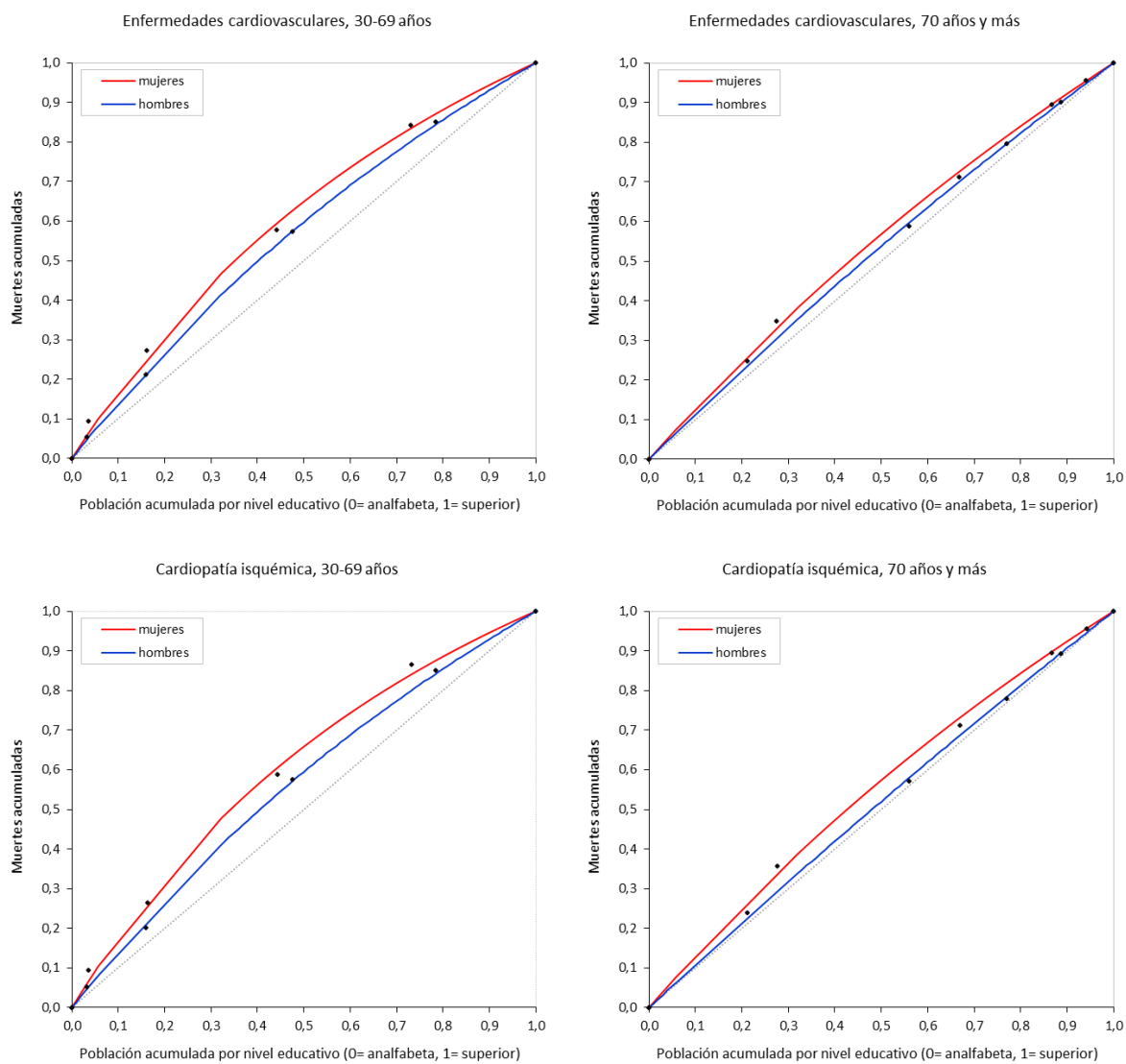
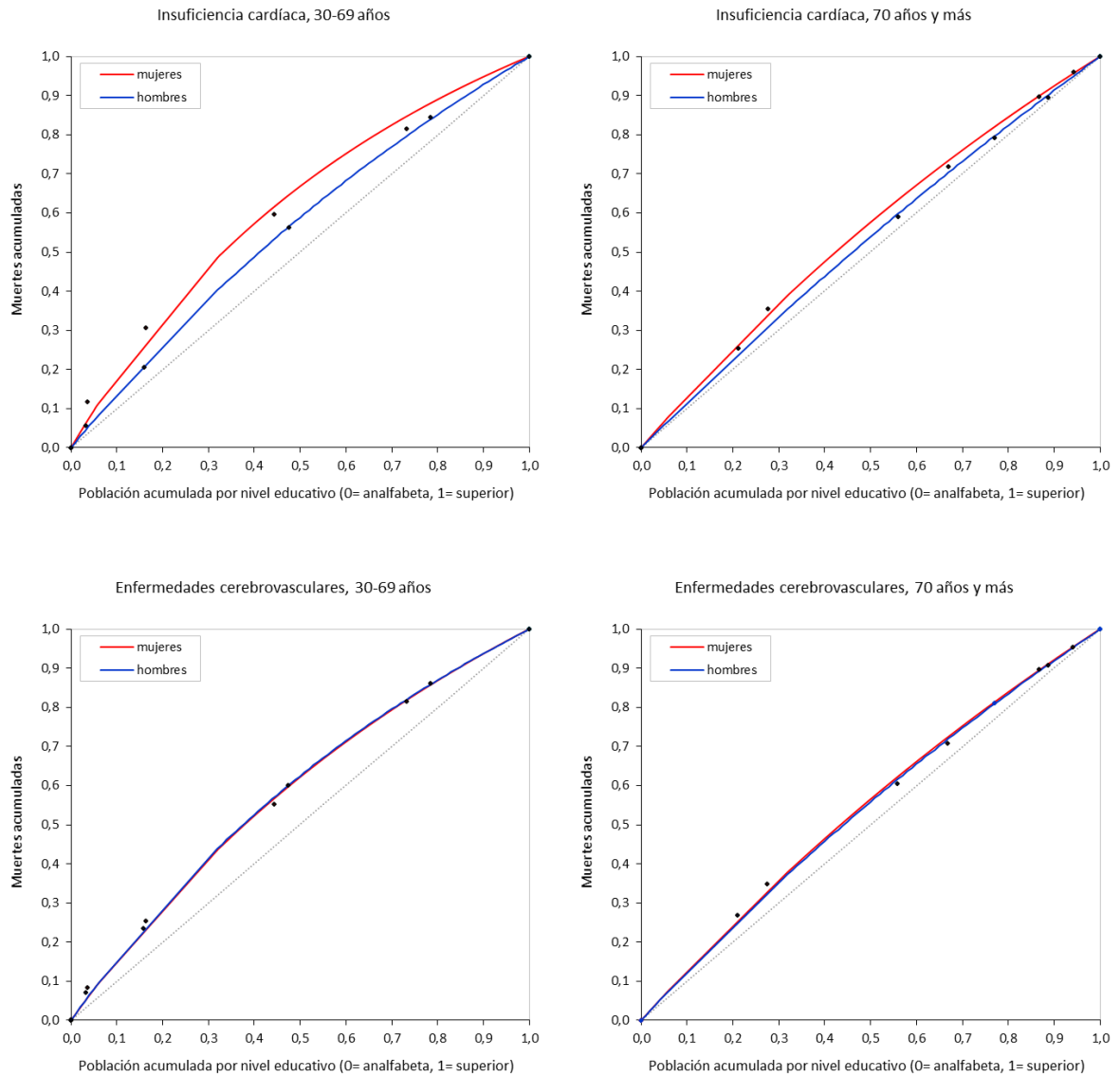


Figura 8. Curvas de concentración de la desigualdad en mortalidad por insuficiencia cardíaca y enfermedades cerebrovasculares según nivel de estudios, sexo y edad. España, 2015.



4.4. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España

En 2016, se estimaron 53.436 muertes atribuibles al tabaco en España; 85% de ellas ocurrieron en hombres (48% de la población), 50% entre la población con el menor nivel de estudios (27% de la población), 25% en aquellos con nivel medio-bajo (28% de la población), 15% en aquellos con nivel medio-alto (25% de la población), y 10% en aquellos con alto nivel de estudios (20% de la población). El cáncer, las enfermedades cardiometabólicas y las respiratorias representaron el 50,7%, 27,0% y 22,2% de todas las muertes, respectivamente.

La **Tabla 9** y la **Tabla 10** muestran las tasas crudas y ajustadas de MAT por enfermedad, edad y nivel de estudios en mujeres y hombres, respectivamente. Las tasas totales fueron mayores en hombres: la tasa cruda fue de 334 (hombres) y de 55 (mujeres), y las tasas ajustadas fueron de 235 y de 43 por 100.000 hombres y mujeres, respectivamente. Esto fue así para todas las causas de muerte. La diferencia en las tasas ajustadas de mortalidad entre hombres y mujeres fue superior en la población más mayor (125 muertes por 100.000 en aquellos de ≥ 75 años) y en la mortalidad por cáncer (52 muertes por 100.000). En total, hubo un gradiente inverso entre mortalidad y nivel de estudios en hombres (todas las edades y todas las causas) y en mujeres de entre 35-54 años (todas las causas). En mujeres de ≥ 55 años, se observó una mayor mortalidad entre las de nivel de estudios más alto pero sin un gradiente claro, ya que la mortalidad fue mayor en el estrato de nivel de estudios medio-alto que en el alto.

La **Tabla 11** presenta los indicadores de desigualdad social en salud por enfermedad, sexo y edad. Entre los hombres, los de menor nivel de estudios tuvieron un 61% mayor riesgo de morir por enfermedades relacionadas con el consumo de tabaco que los de

mayor nivel de estudios (111 muertes adicionales por 100.000 hombres). El incremento en el riesgo relativo de morir fue mayor en las enfermedades respiratorias, seguido de las enfermedades cardiometabólicas y el cáncer (2,5, 1,6 y 1,4, respectivamente); mientras que el incremento en el riesgo absoluto fue también mayor en las enfermedades respiratorias, seguidas por el cáncer y las enfermedades cardiometabólicas (48, 37 y 27 muertes adicionales por 100.000, respectivamente). Entre mujeres, sólo el grupo más joven (35-54 años) presentó un patrón de desigualdad similar al de los hombres: en total, las de menor nivel de estudios tuvieron un 95% más riesgo de morir que las de mayor nivel educativo (3 muertes adicionales por 100.000 mujeres). El incremento en el riesgo relativo de morir fue también algo mayor en las enfermedades respiratorias (basadas en pocos casos), seguido por las enfermedades cardiometabólicas (2,1 veces más riesgo). Sin embargo, las desigualdades absolutas no fueron estadísticamente significativas para las causas individuales de muerte. En contraste, entre mujeres de ≥ 55 años, el IRD fue < 1 en mortalidad total, indicando que el riesgo de morir por enfermedades relacionadas con el consumo de tabaco fue menor entre las de menor nivel de estudios (25% [55-64 años], 73% [65-74 años] y 84% [≥ 75 años]) comparado con el subgrupo de mayor nivel de estudios. En total, se estimaron 41 muertes adicionales por 100.000 mujeres en el grupo de mayor nivel de estudios (23 [≥ 75 años], 12 [65-74 años] y 3 [55-64 años] muertes adicionales por 100.000 mujeres). Entre mujeres de ≥ 65 años, tanto el incremento en el riesgo relativo como en el absoluto, fueron mayores en el cáncer que en las enfermedades respiratorias y cardiometabólicas. En mujeres entre 55-64 años, el riesgo de mortalidad por cáncer, tanto relativo como absoluto, fue superior en el grupo con mayor nivel de estudios.

La **Figura 9** muestra las curvas de concentración de la desigualdad en la MAT según el nivel de estudios, por sexo y grupo de edad. Mientras que entre los hombres la mortalidad se concentra en el grupo con menor nivel de estudios en todas las edades (por ejemplo, el 50% de la población con menor nivel concentra el 69% de las muertes

entre los de 35-54 años y el 55% de las muertes entre los de ≥ 75 años), en mujeres la carga de mortalidad varía según la edad: está más concentrada en la de menor nivel educativo en el grupo de 35-54 años pero más concentrada en las de mayor nivel en el de ≥ 55 años. Más aún, la mayor desigualdad se observa en las mujeres de ≥ 75 años, donde el 50% de la población con más estudios concentra el 72% de las muertes. Las desigualdades relativas son mayores en los hombres más jóvenes (decreciendo con la edad) y en los grupos extremos de edad en las mujeres.

Tabla 9. Mortalidad atribuible al consumo de tabaco en mujeres según nivel de estudios y grupos de edad. España, 2016.

Mortalidad por nivel de estudios	Total				35-54 años				55-64 años				65-74 años				≥75 años			
	Muertes	MAT	Tasa cruda	Tasa ajustada	Muertes	MAT	Tasa cruda	Tasa ajustada	Muertes	MAT	Tasa cruda	Tasa ajustada	Muertes	MAT	Tasa cruda	Tasa ajustada	Muertes	MAT	Tasa cruda	Tasa ajustada
Todas las causas																				
Bajo	61.285	2.957	67,2	28,6	472	172	22,1	6,2	1.364	455	61,5	7,7	4.391	664	59,7	6,3	55.058	1.667	94,0	8,5
Medio-bajo	15.587	2.341	59,6	39,6	971	411	21,3	6,0	1.641	662	69,3	8,7	2.273	502	81,6	8,6	10.702	765	182,0	16,4
Medio-alto	6.551	1.701	50,6	60,6	874	339	14,1	3,9	1.007	486	86,8	10,9	1.000	359	147,5	15,5	3.670	517	337,3	30,4
Alto	4.451	1.104	36,6	50,4	501	161	7,3	2,0	690	329	69,1	8,6	757	294	143,0	15,0	2.503	320	274,3	24,7
Total	87.874	8.103	55,1	43,3	2.818	1.084	14,8	4,1	4.702	1.932	70,7	8,8	8.421	1.818	83,6	8,8	71.933	3.268	132,7	11,9
Cáncer																				
Bajo	11.172	1.124	25,5	13,4	268	88	11,4	3,2	757	291	39,4	4,9	1.894	339	30,5	3,2	8.253	405	22,9	2,1
Medio-bajo	4.755	1.243	31,7	19,6	598	245	12,6	3,5	1.033	475	49,7	6,2	1.184	311	50,6	5,3	1.940	212	50,5	4,5
Medio-alto	2.576	972	28,9	29,3	592	220	9,1	2,6	717	385	68,8	8,6	546	217	89,3	9,4	721	150	97,8	8,8
Alto	1.840	677	22,4	26,1	366	115	5,2	1,4	509	271	57,0	7,1	443	188	91,6	9,6	522	103	88,0	7,9
Total	20.343	4.016	27,3	21,3	1.824	667	9,1	2,5	3.016	1.423	52,1	6,5	4.067	1.055	48,5	5,1	11.436	870	35,3	3,2
Cardiometabólicas																				
Bajo	44.740	1.100	25,0	9,4	160	57	7,3	2,0	505	100	13,5	1,7	2.220	209	18,8	2,0	41.855	734	41,4	3,7
Medio-bajo	9.605	733	18,7	13,2	324	134	6,9	1,9	512	122	12,8	1,6	939	121	19,6	2,1	7.830	357	84,9	7,6
Medio-alto	3.449	490	14,6	20,3	251	99	4,1	1,2	244	67	12,0	1,5	376	84	34,7	3,6	2.578	239	156,0	14,0
Alto	2.233	269	8,9	14,7	122	39	1,8	0,5	153	38	8,0	1,0	251	62	30,1	3,2	1.707	130	111,1	10,0
Total	60.027	2.592	17,6	14,0	857	329	4,5	1,3	1.414	328	12,0	1,5	3.786	476	21,9	2,3	53.970	1.460	59,3	5,3
Respiratorias																				
Bajo	5.373	734	16,7	5,8	44	27	3,5	1,0	102	63	8,6	1,1	277	116	10,4	1,1	4.950	527	29,8	2,7
Medio-bajo	1.227	364	9,3	6,7	49	33	1,7	0,5	96	65	6,9	0,9	150	70	11,4	1,2	932	196	46,5	4,2
Medio-alto	526	239	7,1	11,0	31	20	0,8	0,2	46	34	6,0	0,7	78	57	23,5	2,5	371	128	83,4	7,5
Alto	378	158	5,2	9,6	13	7	0,3	0,1	28	19	4,0	0,5	63	44	21,3	2,2	274	88	75,3	6,8
Total	7.504	1.495	10,2	8,0	137	88	1,2	0,3	272	182	6,6	0,8	568	287	13,2	1,4	6.527	939	38,1	3,4

MAT: Muertes atribuibles al consumo de tabaco; Tasas por 100.000 habitantes.

Tabla 10. Mortalidad atribuible al consumo de tabaco en hombres según nivel de estudios y grupos de edad. España, 2016.

Mortalidad por nivel de estudios	Total				35-54 años				55-64 años				65-74 años				≥75 años			
	Muertes	MAT	Tasa cruda	Tasa ajustada	Muertes	MAT	Tasa cruda	Tasa ajustada	Muertes	MAT	Tasa cruda	Tasa ajustada	Muertes	MAT	Tasa cruda	Tasa ajustada	Muertes	MAT	Tasa cruda	Tasa ajustada
Todas																				
Bajo	63.053	23.545	716,9	276,1	1.267	637	68,7	19,2	3.769	1.977	333,1	41,6	10.583	5.410	688,9	72,3	47.434	15.521	1.588,3	142,9
Medio-bajo	25.854	11.207	280,6	244,6	2.629	1.346	58,1	16,3	5.037	2.648	305,2	38,1	6.481	3.309	628,1	66,0	11.707	3.903	1.380,9	124,3
Medio-alto	14.848	6.392	175,8	226,0	1.910	879	34,6	9,7	3.150	1.621	253,9	31,7	3.620	1.854	603,7	63,4	6.168	2.038	1.347,1	121,2
Alto	10.741	4.189	158,2	181,5	716	260	15,2	4,3	1.691	808	160,4	20,0	2.690	1.342	466,4	49,0	5.644	1.779	1.202,8	108,3
Total	114.496	45.334	334,3	235,0	6.522	3.122	41,7	10,8	13.647	7.055	270,9	34,6	23.374	11.915	624,8	67,3	70.953	23.242	1.490,7	136,8
Cáncer																				
Bajo	21.858	10.806	329,0	133,7	606	307	33,1	9,3	2.193	1.205	203,0	25,4	5.583	3.238	412,3	43,3	13.476	6.056	619,7	55,8
Medio-bajo	11.972	6.257	156,7	129,8	1.372	717	31,0	8,7	3.161	1.732	199,6	24,9	3.682	2.104	399,5	41,9	3.757	1.704	602,8	54,2
Medio-alto	6.971	3.629	99,8	122,3	958	451	17,8	5,0	1.918	1.035	162,1	20,3	2.052	1.200	390,8	41,0	2.043	943	622,9	56,1
Alto	4.814	2.397	90,5	98,6	394	147	8,6	2,4	1.046	526	104,3	13,0	1.569	893	310,4	32,6	1.805	832	562,1	50,6
Total	45.615	23.089	170,3	122,7	3.330	1.622	21,7	5,6	8.318	4.498	172,7	22,0	12.886	7.436	389,9	41,7	21.081	9.534	611,5	55,3
Cardiometabólicas																				
Bajo	30.866	5.908	179,9	71,8	546	256	27,6	7,7	1.310	548	92,3	11,5	3.907	1.321	168,2	17,7	25.103	3.783	387,1	34,8
Medio-bajo	11.000	2.971	74,4	62,6	1.144	555	24,0	6,7	1.605	687	79,1	9,9	2.222	756	143,4	15,1	6.029	973	344,2	31,0
Medio-alto	6.501	1.844	50,7	60,8	883	386	15,2	4,3	1.098	472	74,0	9,2	1.294	446	145,3	15,3	3.226	539	356,3	32,1
Alto	4.884	1.133	42,8	48,3	300	102	6,0	1,7	585	233	46,2	5,8	946	318	110,5	11,6	3.053	481	325,1	29,3
Total	53.251	11.855	87,4	61,6	2.873	1.299	17,3	4,5	4.598	1.940	74,5	9,5	8.369	2.841	149,0	16,1	37.411	5.776	370,5	33,7
Respiratorias																				
Bajo	10.329	6.832	208,0	70,7	115	75	8,0	2,3	266	224	37,8	4,7	1.093	851	108,4	11,4	8.855	5.682	581,4	52,3
Medio-bajo	2.882	1.979	49,5	52,2	113	73	3,2	0,9	271	230	26,5	3,3	577	449	85,2	8,9	1.921	1.227	433,9	39,1
Medio-alto	1.376	920	25,3	42,9	69	42	1,7	0,5	134	114	17,8	2,2	274	207	67,5	7,1	899	557	367,9	33,1
Alto	1.043	659	24,9	34,6	22	11	0,7	0,2	60	50	9,9	1,2	175	131	45,5	4,8	786	467	315,6	28,4
Total	15.630	10.389	76,6	50,7	319	201	2,7	0,7	731	618	23,7	3,1	2.119	1.638	85,9	9,6	12.461	7.932	508,7	47,7

MAT: Muertes atribuibles al consumo de tabaco; Tasas por 100.000 habitantes.

Tabla 11. Desigualdades educacionales en mortalidad atribuible al consumo de tabaco por sexo y grupo de edad. España, 2016.

Causa de mortalidad	Grupo de edad (años)	IRD	Mujeres			Hombres			IC95%
			IC95%	IDP	IC95%	IRD	IC95%	IDP	
Todas	Total	0,39	0,35;0,42	-41,19	-45,79;-36,59	1,61	1,55;1,67	111,09	102,81;119,37
	35-54	1,95	1,65;2,25	3,20	2,62;3,78	6,28	5,97;6,58	19,18	18,39;19,97
	55-64	0,75	0,63;0,87	-2,52	-3,95;-1,10	2,17	1,99;2,36	26,33	23,36;29,30
	65-74	0,27	0,22;0,32	-11,59	-13,21;-9,97	1,50	1,40;1,60	26,63	22,23;31,03
	≥75	0,16	0,14;0,18	-22,93	-24,83;-21,02	1,45	1,37;1,52	49,70	42,46;56,93
Cáncer	Total	0,36	0,31;0,40	-22,07	-25,23;-18,92	1,36	1,29;1,43	37,20	31,2;43,2
	35-54	1,24	0,93;1,54	0,64	-0,04;1,33	5,29	4,79;5,79	8,88	8,10;9,66
	55-64	0,55	0,44;0,65	-3,93	-5,17;-2,68	2,04	1,82;2,26	15,41	13,05;17,76
	65-74	0,19	0,15;0,24	-8,47	-9,76;-7,17	1,30	1,19;1,41	10,77	7,33;14,21
	≥75	0,11	0,08;0,14	-7,41	-8,45;-6,37	1,08	1,00;1,17	4,38	-0,08;8,85
Cardiometabólicas	Total	0,42	0,35;0,49	-12,26	-14,93;-9,58	1,55	1,43;1,66	26,78	22,49;31,07
	35-54	2,13	1,06;3,21	1,15	0,57;1,74	6,45	5,67;7,22	7,93	7,14;8,73
	55-64	1,65	1,00;2,30	0,75	0,15;1,34	2,00	1,68;2,33	6,48	4,93;8,02
	65-74	0,49	0,32;0,65	-1,66	-2,45;-0,88	1,58	1,36;1,79	7,15	4,99;9,31
	≥75	0,15	0,12;0,18	-10,44	-11,72;-9,16	1,27	1,14;1,41	8,03	4,49;11,57
Respiratorias	Total	0,43	0,34;0,53	-6,67	-8,66;-4,68	2,55	2,33;2,77	47,76	43,9;51,6
	35-54	58,72	-69,13;186,56	1,19	0,91;1,47	20,45	5,05;35,85	2,55	1,71;3,39
	55-64	2,24	1,04;3,45	0,67	0,21;1,13	4,56	3,19;5,93	4,53	3,55;5,51
	65-74	0,34	0,20;0,49	-1,48	-2,11;-0,86	2,70	2,19;3,20	8,98	7,22;10,75
	≥75	0,23	0,17;0,29	-5,13	-6,10;-4,16	2,33	2,11;2,56	39,15	34,52;43,79

IC95%: Intervalo de confianza 95%; IDP: Índice de desigualdad de la pendiente; IRD: índice relativo de desigualdad.

Tabla 12. Prevalencia de fumadores actuales y exfumadores por nivel de estudios, sexo y grupos de edad. España, 2011-2016.

Nivel educativo por sexo	Consumo de tabaco	Edad (años) 35-54		55-64		65-74		≥75	
		%	IC95%	%	IC95%	%	IC95%	%	IC95%
Mujeres									
Bajo	Fumadoras	27,6	24,8;30,5	17,2	15,2;19,4	4,9	4,1;5,8	0,9	0,6;1,3
	Exfumadoras	17,6	15,2;20,2	15,6	13,7;17,6	9,3	8,2;10,6	3,5	3,0;4,1
Medio-bajo	Fumadoras	35,9	34,0;37,9	22,2	19,8;24,9	6,6	5,1;8,5	2,6	1,5;4,5
	Exfumadoras	20,9	19,3;22,5	22,0	19,5;24,6	13,2	10,9;16,0	8,7	6,4;11,8
Medio-alto	Fumadoras	30,7	29,1;32,4	26,8	23,8;30,1	14,4	11,4;18,1	6,7	3,8;11,5
	Exfumadoras	23,9	22,4;25,4	29,9	26,8;33,2	23,1	18,6;28,3	15,4	10,7;21,8
Alto	Fumadoras	21,5	19,9;23,2	22,3	19,1;25,8	14,5	10,9;19,0	3,8	1,6;8,9
	Exfumadoras	26,7	25,0;28,4	37,4	33,4;41,6	29,5	24,4;35,1	17,0	11,4;24,6
Hombres									
Bajo	Fumadores	43,6	40,5;46,8	28,3	25,7;30,9	17,4	15,6;19,4	8,6	7,4;9,9
	Exfumadores	27,5	24,7;30,6	45,6	42,6;48,6	55,6	53,2;58,1	56,3	54,0;58,5
Medio-bajo	Fumadores	43,5	41,7;45,4	29,8	26,9;32,9	18,4	15,1;22,3	10,4	7,2;14,9
	Exfumadores	28,6	26,9;30,3	45,5	42,2;48,8	50,7	46,3;55,1	54,6	48,4;60,7
Medio-alto	Fumadores	34,8	33,1;36,5	30,6	27,6;33,9	18,0	14,7;21,8	11,8	8,3;16,7
	Exfumadores	27,8	26,3;29,5	43,6	40,4;46,9	51,3	46,8;55,8	52,5	45,6;59,3
Alto	Fumadores	20,6	18,9;22,4	25,5	22,0;29,3	15,9	12,6;19,8	8,1	5,2;12,3
	Exfumadores	26,0	24,1;28,0	42,2	38,1;46,4	57,5	52,6;62,3	61,7	54,7;68,2

Fuente: Encuestas Nacionales de Salud 2011 y 2016 y Encuesta Europea de Salud en España 2014 (n=66.673).

Tabla 13. Riesgos relativos según consumo de tabaco, enfermedad, sexo y grupos de edad.

	Causa de mortalidad	Edad (años)	Mujeres				Hombres			
			35-54	55-64	65-74	≥75	35-54	55-64	65-74	≥75
Fumadores	Neoplasmas malignos de pulmón, bronquios y tráquea (C33-C34)		13,30	18,95	23,65	23,08	14,33	19,03	28,29	22,51
	Otros cánceres*		1,28	2,08	2,06	1,93	1,74	1,86	2,35	2,18
	Enfermedad isquémica del corazón (I20-I25)		4,98	3,25	3,29	2,25	3,88	2,99	2,76	1,98
	Otras enfermedades cardíacas**		2,44	1,98	1,85	1,75	2,40	2,51	2,22	1,66
	Enfermedades cerebrovasculares (I60-I69)		2,44	1,98	2,27	1,70	2,40	2,51	2,17	1,48
	Otras enfermedades vasculares***		2,44	1,98	6,81	5,77	2,40	2,51	7,25	4,93
	Diabetes mellitus (E10-E14)		2,44	1,98	1,54	1,10	2,40	2,51	1,50	1,00
	Influenza (J09-J11), neumonía (J12-J18), Tuberculosis (A15-A19)		6,43	9,00	1,75	2,06	4,47	15,17	2,58	1,62
	Enfermedad pulmonar obstructiva crónica (J40-J44)		6,43	9,00	38,89	20,96	4,47	15,17	29,69	23,01
Exfumadores	Neoplasmas malignos de pulmón, bronquios y tráquea (C33-C34)		2,64	5,00	6,80	6,38	4,40	4,57	7,79	6,46
	Otros cánceres*		1,24	1,28	1,26	1,27	1,36	1,31	1,49	1,46
	Enfermedad isquémica del corazón (I20-I25)		2,23	1,21	1,56	1,42	1,83	1,52	1,58	1,32
	Otras enfermedades cardíacas**		1,00	1,10	1,29	1,32	1,07	1,51	1,32	1,15
	Enfermedades cerebrovasculares (I60-I69)		1,00	1,10	1,24	1,10	1,07	1,51	1,23	1,12
	Otras enfermedades vasculares***		1,00	1,10	2,26	2,02	1,07	1,51	2,20	1,72
	Diabetes mellitus (E10-E14)		1,00	1,10	1,29	1,06	1,07	1,51	1,53	1,06
	Influenza (J09-J11), neumonía (J12-J18), Tuberculosis (A15-A19)		1,85	4,84	1,28	1,21	2,22	3,98	1,62	1,42
	Enfermedad pulmonar obstructiva crónica (J40-J44)		1,22	1,34	15,72	7,06	2,22	3,98	8,13	6,55

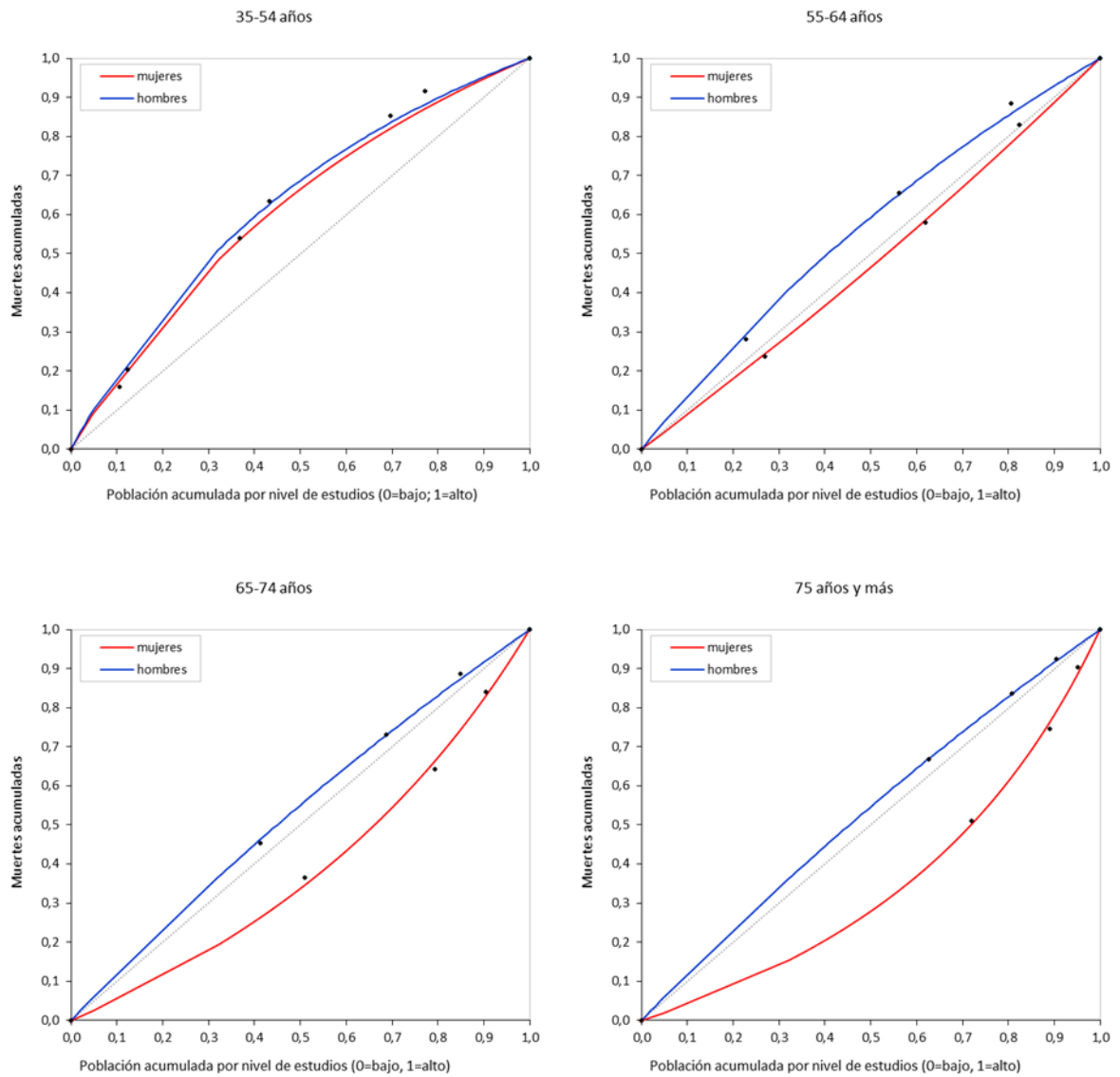
*Otros cánceres incluyen: labios, cavidad oral, faringe (C00-C14); esófago (C15); estómago (C16); páncreas (C25); laringe (C32); cuello uterino (C53); riñón y pelvis renal (C64-C65); vejiga (C67); leucemia mieloide aguda (C92.0); colon y recto (C18-C20) e hígado (C22).

**Otras enfermedades cardíacas incluyen enfermedad cardiopulmonar (I26-I28), enfermedad reumática del corazón (I00-I09) y otras enfermedades cardíacas (I30-I51).

***Otras enfermedades vasculares incluyen aterosclerosis (I70); aneurisma aórtico (I71); otras enfermedades arteriales (I72-I78).

Fuente: United States Department of Health and Human Services. The Health Consequences of Smoking: 50 Years of Progress. A Report of the Surgeon General. Atlanta, GA: U.S. Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, Office on Smoking and Health, 2014(166).

Figura 9. Curvas de concentración de la desigualdad en mortalidad atribuible al consumo de tabaco según nivel de estudios, por sexo y grupos de edad. España, 2016.



5. DISCUSIÓN

5.1. Desigualdades sociales (educación y sexo) en la mortalidad y supervivencia en países de las Américas

El objetivo de este estudio fue explorar la magnitud y las tendencias de las desigualdades sociales—representadas por el nivel educativo, un marcador de capital humano—en la mortalidad y supervivencia de mujeres y hombres de los países de la Región de las Américas. Los hallazgos sugieren que los hombres tendrían mayor riesgo de morir, morirían más tempranamente que las mujeres y vivirían menos años libres de enfermedad y discapacidad. Además, se han encontrado profundas desigualdades educacionales absolutas entre países y sexos en el riesgo de muerte en adultos, esperanza de vida al nacer y supervivencia saludable. Las brechas y los gradientes de desigualdad son más pronunciados entre hombres, crecientes en los últimos 20 años— a diferencia de los de las mujeres que, en general, tienden a disminuir—y concentrados desproporcionadamente en los segmentos poblacionales con menor nivel de estudios. Numerosos estudios documentan la mayor supervivencia de las mujeres, pero no hay parámetros establecidos acerca de la magnitud biológica (es decir, la que hasta el momento es inevitable) de esta desigualdad, aunque se ha estimado entre 3,5 y 4 años(160). Según el Institute of Health Metrics and Evaluation, la misma fuente institucional utilizada en nuestro análisis, en Europa Occidental—región que lidera la expectativa de vida global—la desigualdad media en la esperanza de vida entre mujeres y hombres es de 5,3 años, mientras que en los países donde los hombres tienen la máxima esperanza de vida del mundo, 80,0 años en Islandia y 79,7 en Suiza, la diferencia es de 4,8 y 4,4 años, respectivamente(155). Por su parte, la última revisión

Europea establece una media regional de 5,9 años y concluye que Reino Unido, con 3,9 años, es el país con la menor diferencia(78). Los resultados del presente estudio sugieren que, aunque la desigualdad en la supervivencia entre los dos sexos ha disminuido un año desde 1990, la diferencia hallada en 2010 (5,8 años) es potencialmente reducible.

Con respecto a las desigualdades en la esperanza de vida saludable o libre de enfermedad y discapacidad, los resultados obtenidos (3,4 años en 2010) son congruentes con los de otros estudios, ya que presentan una mejor situación de las mujeres, que, según el Institute of Health Metrics and Evaluation, superan a los hombres en 4,2 años globalmente y en 4,9 años si se considera como referente al mejor país: Japón(156). Sin embargo, otras estimaciones indican que la diferencia potencial podría ser menor: 2,9 años en los Estados Unidos de América(173) y de menos de un año en la Región Europea(78). Dado que la esperanza de vida saludable es un indicador más complejo, heterogéneo y difícil de estimar, porque demanda información sobre morbilidad y discapacidad, las variaciones de magnitud encontradas en la bibliografía consultada podrían explicarse por diferencias metodológicas que hay que interpretar con cautela.

Las desigualdades en los riesgos de muerte entre los sexos son mayores en los adultos jóvenes(67,78,155,156) y, pese a que se presentan para casi todas las causas principales de muerte(66,173), destacan las debidas a causas externas. En Latinoamérica y el Caribe, la mortalidad por estas causas entre los hombres cuadriplica a la de las mujeres(162), mientras que la específica por homicidios es casi 10 veces mayor y está concentrada en los menos alfabetizados(66). En los Estados Unidos de América, si se eliminaran las muertes por enfermedades cardíacas, cirrosis y hepatopatías crónicas, infección por VIH y por causas externas, las desigualdades entre los sexos se reducirían un 59%(67). Los determinantes de estas desigualdades son sociales, del comportamiento y biológicos(67,69). Los hombres presentan mayor

exposición a riesgos físicos y químicos laborales, asumen conductas más violentas y de riesgo, se exponen más al consumo de tabaco, alcohol y sustancias adictivas, y consultan menos los servicios de salud(68,70,78); en especial, los que se encuentran en condiciones sociales más desfavorecidas(81). Por ejemplo, en un estudio realizado en Río de Janeiro se estimó una desigualdad de 12,8 años en la esperanza de vida entre hombres residentes en favelas con respecto a los residentes en barrios ricos(79). Las mayores y crecientes desigualdades encontradas entre hombres respecto a las desigualdades entre mujeres de diferente posición socioeconómica coinciden con lo descrito en otros estudios y revisiones internacionales de la bibliografía(72,78). En la Región Europea, pese a que las desigualdades promedio disminuyeron en los últimos 10 años, las de los hombres y mujeres de 15 a 24 años aumentaron un 64% y 19%, respectivamente. Esto indica que el progreso observado en las medias regionales de la esperanza de vida y la supervivencia saludable no sería socialmente homogéneo y estaría siendo disfrutado por la población con mejores condiciones socioeconómicas, mientras que aquellos en situación menos favorable mantendrían o incluso empeorarían su estado de salud.

Limitaciones

Al ser un estudio ecológico, no pretende demostrar causalidad entre posición social, nivel educativo y deterioro del estado de salud, ni inferir sus resultados a nivel individual. Entre sus limitaciones, cabe destacar que se utilizan datos agrupados por países procedentes de estimaciones realizadas por el Institute of Health Metrics and Evaluation y, por ello, las conclusiones dependen de su validez. Asimismo, la magnitud de las desigualdades puede variar dependiendo del estratificador social y del indicador de salud que se utilice(174). Pese a ser considerado un indicador más sólido del nivel socioeconómico que los ingresos o la ocupación, el nivel educativo puede no estar igualmente correlacionado con ciertos resultados en salud como otros estratificadores.

A pesar de sus limitaciones, hasta el momento este es el único estudio del que los autores tengan conocimiento que aporta una visión global sobre la magnitud y las tendencias de las desigualdades sociales entre países, tanto en mortalidad adulta como en supervivencia saludable, en la población de las Américas, considerando además al género. Los estudios sobre la materia que estratifican y analizan sus resultados por sexo son poco frecuentes(70,175). Dado que la mayoría de las desigualdades analizadas son potencialmente reducibles y, por lo tanto, injustas, constituyen inequidades en salud, lo cual demanda emprender acciones en políticas sanitarias orientadas a disminuir o mitigar el impacto que el género, la posición social y el nivel educativo tienen en los resultados de salud. Los resultados aquí presentados avalarían que las mujeres y los hombres de los países con menor nivel socioeconómico son los más vulnerables y los que soportan la mayor carga de morbilidad y mortalidad, al tiempo que alertan sobre la tendencia creciente de esta injusticia entre los hombres.

Para disminuir las inequidades en salud, y las de género específicamente, es indispensable—aunque insuficiente—actuar sobre ciertos problemas de salud de las mujeres. La tendencia a subestimar o malinterpretar la influencia del género en los resultados perjudiciales en la salud—y a equipararlo únicamente con las necesidades específicas de las mujeres—ha imposibilitado el abordaje integral de los mismos(70). Es necesario, además, reconocer que los problemas de salud y los comportamientos de riesgo de los hombres son resultado de las construcciones y estereotipos sociales tanto como lo son los de las mujeres, y actuar específicamente sobre ellos. Por lo tanto, no se trata de reemplazar políticas, sino de complementarlas. Se requieren programas y acciones de promoción y prevención adecuados a las necesidades de los hombres, además de incluir a éstos en los problemas de los que son copartícipes, como la salud sexual y reproductiva y la violencia de género(176). Entendiendo que estas acciones no serán suficientes mientras no se aborde intersectorialmente los determinantes sociales

de la salud y no se logre, por ejemplo, la cobertura universal en salud o el acceso equitativo a la educación y al trabajo digno.

Otra acción indispensable para disminuir las inequidades en salud es el adecuado y sistemático análisis de las mismas(177). Este primer estudio exploratorio puede servir como base de futuras investigaciones metodológicamente más robustas que indaguen las causas y los mecanismos principales a través de los cuales operan las desigualdades sociales en salud en la región. Así como también, y con sentido más práctico, puede ser útil para estimular la construcción de capacidades institucionales de monitorización de desigualdades sociales en salud en cada país y territorio, incluyendo las desigualdades de género, una función ineludible de la autoridad sanitaria para evaluar el impacto de sus políticas, no sólo sobre la tendencia media poblacional, sino sobre las brechas y los gradientes de desigualdad(64,158).

La equidad tiene que ver con la creación de igualdad de oportunidades para el acceso a un mejor estado de salud y a una vida más productiva, próspera y digna. Las crisis financieras, económicas y sociales recurrentes amenazan a las políticas de equidad y pueden profundizar aún más las inequidades en salud. Por ello, es necesario avanzar en su conocimiento y, sobre todo, en la investigación y puesta en práctica de acciones y políticas de salud efectivas que las disminuyan a los niveles más bajos posibles y socialmente tolerables.

5.2. Desigualdades sociales (acceso a agua potable y a saneamiento) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas

El debate reciente sobre los determinantes sociales de la salud ha resaltado la desigual distribución de la salud como un desafío principal para lograr el desarrollo de las

naciones y para la gobernanza en salud pública, así como una cuestión de justicia ambiental(5,178,179). Este estudio contribuye al debate, mostrando el rol fundamental que tiene el acceso a agua potable y a saneamiento—como determinantes ambientales de la salud—sobre la producción y perpetuación de la desigualdad en salud entre los países de las Américas. El acceso a agua potable e instalaciones de saneamiento mejoradas se correlacionó con la mortalidad y la supervivencia, y durante el período 1990-2010, se observaron fuertes gradientes: cuanto más cerca del acceso universal a agua potable y a saneamiento, mayor expectativa de vida total y saludable, y menor mortalidad infantil, mortalidad en menores de 5 años y mortalidad materna. La carga de años potenciales de vida perdidos totales y libres de discapacidad se distribuyó inequitativamente entre la población de la región, estando concentrada entre los más desfavorecidos en términos ambientales, quienes acarrearon el doble de la carga que les hubiera correspondido si vivieran en una sociedad donde el acceso a agua potable y a saneamiento estuviera justamente distribuido. A pesar de los grandes pasos realizados para la mejora de los promedios regionales y para estrechar las desigualdades en salud (principalmente las absolutas) en expectativa de vida y mortalidad materna e infantil desde 1990, este estudio sugiere que las poblaciones socioeconómicamente desfavorecidas de las Américas sufren persistentemente mayor exposición a riesgos ambientales y/o mayor vulnerabilidad a sus efectos adversos sobre la salud.

Se refleja en la literatura reciente sobre políticas de salud una creciente preocupación en la producción de desigualdad en salud determinada por el ambiente, aunque es limitado el interés en investigar acerca del acceso a agua potable y a saneamiento como determinantes de la salud. En el contexto internacional, algunos estudios han encontrado una asociación significativa entre mortalidad materna e infantil y falta de agua potable y saneamiento a nivel de los hogares(180,181). Una revisión sistemática de la evidencia en Europa concluyó que las desigualdades medioambientales son

factores principales que contribuyen a crear las desigualdades en salud, y pidió más y mejor investigación para cuantificar la magnitud de esas desigualdades medioambientales(182). Otra reciente revisión europea liderada por la OMS, también concluyó que las desigualdades medioambientales en salud están siempre presentes en todas las subregiones y países, y sus efectos perjudiciales son más frecuentemente soportados por los grupos poblacionales más desfavorecidos(183). Dicha revisión enfatizó las interacciones entre la falta de acceso a agua potable y a saneamiento con los ingresos (pobreza), el tipo de hogar (monoparental), y la locación (poblaciones rurales); no obstante, recalcó que mientras el impacto en salud de las condiciones sociales y ambientales están documentadas en algunos países, el número de estudios relevantes sobre el tema es bajo.

Existen estudios previos sobre este tema en las Américas, particularmente en Latinoamérica y el Caribe. En 2002, Soares y colegas estudiaron los microdatos de encuestas de salud multipropósito, describiendo la extensión y ubicuidad de las desigualdades en el acceso a agua potable y el gasto generado: las familias rurales y pobres tenían menos acceso a agua potable y mayores gastos y tiempo consumido; sin embargo, no se ha reportado su impacto sobre las desigualdades en salud(184). Dos estudios más recientes encontraron una asociación significativa entre mayor cobertura de servicios de saneamiento (y agua potable) y menor mortalidad en niños(185); y entre mejoras en infraestructuras de salud pública, incluyendo la provisión de agua potable y servicios de alcantarillado, y tendencias positivas en la expectativa de vida(186).

Limitaciones

Dentro de nuestro conocimiento, éste es el primer estudio que analiza la magnitud y tendencias de las desigualdades ambientales en salud en la Región de las Américas, aunque desde una perspectiva ecológica. Los estudios ecológicos tienen varias limitaciones, incluyendo el hecho de que no se puede inferir causalidad ni asociaciones individuales (falacia ecológica). Dado que la generación de evidencia en nuestro análisis

está basada en el estudio exploratorio de los datos, es decir, orientada a la extracción de patrones más que a inferir o confirmar causalidad, tal vez hemos podido evitar la falacia ecológica(55). Debido a esta extracción de patrones, los análisis fueron bivariantes en vez de multivariantes, aunque reconociendo que la exposición y vulnerabilidad a la falta de acceso a agua y a saneamiento están influenciadas por, e interactúan con, otros determinantes de la salud como la edad, el sexo, la etnia, los ingresos, la localización, la infraestructura del barrio y demás condiciones de vida(178–180,182,183,185,186,186,187). Más aún, dado que este estudio está basado en datos secundarios, la validez de los resultados depende de la calidad y fiabilidad de los mismos(87,188,189).

A pesar de sus limitaciones, algunas conclusiones generales se pueden extraer de nuestro estudio para informar a las políticas de salud. Aunque la región en su conjunto está en camino de cumplir el ODM 7 de acceso a agua potable, hay grandes desigualdades entre países escondidas en esas medias regionales. El resultado en saneamiento no sólo es el más alejado del objetivo de todos los ODM(190), sino que los avances realizados no se distribuyen uniformemente en la población; la inequidad—desigualdades injustas y evitables—también necesita ser atendida al mismo tiempo hasta lograr el acceso universal a estos servicios. Por lo tanto, debería darse una atención prioritaria a los grupos de población más desfavorecidos, con intervenciones destinadas a disminuir tanto la vulnerabilidad como la exposición(179).

Aunque la evidencia sobre las estrategias para disminuir las desigualdades ambientales es escasa(175,178), una revisión sistemática de la efectividad de las intervenciones en agua y saneamiento sobre la salud realizada por la OPS(191) identificó algunos principios para la acción multilateral: (i) Políticas que aseguren el acceso universal a agua potable y a saneamiento, especialmente en niños menores de 5 años que viven en áreas con ingresos medio y bajo, son críticas; (ii) Mejorar la calidad del agua potable en los hogares, para tener el mayor impacto en la reducción de diarreas en todos los

grupos de edad; (iii) Mejorar el saneamiento básico, especialmente la eliminación de excretas, para reducir efectivamente la morbilidad provocada por diarreas entre 30-40%, más aún cuando está ligado a intervenciones comunitarias para promover la higiene adecuada; (iv) La sostenibilidad y efectividad de las iniciativas para promover las mejores condiciones de salud relacionadas con el agua y saneamiento dependen de los cambios en el comportamiento de la población, como lavarse las manos; (v) Los análisis económicos disponibles que mejoren el acceso de agua y a saneamiento son costo-efectivos. El ahorro de tiempo es la principal razón de los beneficios económicos obtenidos, contribuyendo al menos con el 80% de la ganancia(192).

Además, fortalecer los sistemas de información nacionales y las capacidades institucionales para monitorizar efectivamente las desigualdades sociales y ambientales en salud—y las exposiciones a riesgos ambientales por estratificadores de equidad—debe ser una prioridad y un componente principal de la justicia y equidad ambientales por sí mismo(179).

A medida que la región se prepara para abordar los desafíos transformadores definidos como “población, planeta, prosperidad, paz y cooperación (partnership)” que fueron planteados en la agenda 2030 de desarrollo sostenible(84), el acceso a agua potable y a saneamiento debe ser reconocido como un elemento principal de la dignidad humana. El acceso a éstos debe ser defendido como un derecho humano fundamental y como un bien público global. El principio de equidad(193) debe entonces gobernar las acciones de inclusión social que son requeridas para lograr el acceso universal a agua potable y a saneamiento para el año 2030.

5.3. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad cardiovascular en España

Los resultados obtenidos muestran una gran desigualdad social en la mortalidad por ECV en España. La desigualdad según el nivel de estudios fue más pronunciada en mujeres, principalmente la desigualdad relativa para las enfermedades cardíacas y en personas de 30-69 años (mortalidad prematura). En el único trabajo previo que analiza el conjunto de España, basado en un estudio de cohortes con personas seleccionadas en 2001 y seguidas durante 7 años, también se observaron mayores desigualdades en las mujeres(120). En la mortalidad cardiovascular total y por cardiopatía isquémica, se estimaron desigualdades absolutas (IDP) y relativas (IRD) más altas que en los hombres, aunque los valores relativos fueron algo menores que los del presente estudio. También la desigualdad en la mortalidad cerebrovascular fue similar en hombres y mujeres, y con magnitudes parecidas a las observadas por nosotros (diferencias relativas de 1,92 [IC95%: 1,85-1,99] en mujeres y 1,70 [IC95%: 1,65-1,76] en hombres). La mayor desigualdad en la mortalidad cardiovascular que presentan las mujeres respecto a la observada en hombres se suele atribuir a la mayor desigualdad en la distribución de factores de riesgo cardiovascular(120,194–197), dado que el acceso prácticamente universal al sistema sanitario en España limitaría su contribución a las desigualdades sociales en la mortalidad por ECV(98,99). A pesar de ello, se sabe que hay diferencias en el abordaje diagnóstico y terapéutico de la ECV entre sexos y que, en general, son desfavorables para las mujeres(198). Cabría preguntarse si estas diferencias se agudizan en las mujeres de menor posición social.

En los estudios comparativos europeos, los españoles son los que presentan menor desigualdad en mortalidad general y esto se debe principalmente a la menor desigualdad en mortalidad por ECV en varones y por cáncer en mujeres, vinculado con la menor desigualdad en la distribución de los factores de riesgo entre los de mayor y menor nivel educativo(54,125–127).

Por su parte, varios estudios en el conjunto de España corroboran que las desigualdades en la prevalencia de factores de riesgo clásicos son más pronunciadas

entre las mujeres. En el estudio ENRICA-Senior(199,200), el gradiente socioeconómico del síndrome metabólico fue mayor en las mujeres; como también lo fueron las diferencias en obesidad, hipertensión y diabetes en la población de ≥ 60 años(115). En otro estudio local(201), las desigualdades por clase social en obesidad, hipertensión y colesterol unido a lipoproteínas de alta densidad (HDL) bajo fueron también mayores entre las mujeres. Aunque las diferencias en el consumo de tabaco parecen explicar poco las desigualdades en mortalidad cardiovascular (ya que en general los hombres presentan mayores desigualdades y entre las mujeres de más edad son las de mejor nivel socioeconómico las que presentan mayores prevalencias(115)), el esfuerzo preventivo debería enfocarse en mujeres jóvenes de bajo nivel socioeconómico, que es en quienes está aumentando la epidemia de tabaquismo(134,202,203).

Sin embargo, atribuir las desigualdades en mortalidad a la desigual distribución de factores de riesgo resulta insuficiente. En el modelo de determinantes sociales de salud, los estilos de vida son sólo intermediarios de una causalidad social más compleja, y se interpretan como otra consecuencia más de dicha causalidad(115). Hay autores(4) que critican el paradigma actual (mononivel) de los factores de riesgo porque pone el acento en los estilos de vida sin considerar que éstos están determinados por el entorno social del individuo. Por ejemplo, parece que la baja posición social y la falta de control de las circunstancias de la vida se asocian con la ansiedad y el estrés biológico crónico, cuyas consecuencias abarcan el síndrome metabólico y la muerte por ECV(116,117). Un reciente metaanálisis(118) con datos de 48 cohortes y más de 1,7 millones de personas, comparó el impacto en la mortalidad de seis factores de riesgo clásicos junto con el bajo nivel socioeconómico, y concluyó que éste reduce la esperanza de vida independientemente de la presencia de dichos factores: los de menor nivel socioeconómico tuvieron mayor riesgo de morir y esta asociación fue independiente de los seis factores de riesgo; además, la proporción de mortalidad poblacional atribuible al bajo nivel socioeconómico fue mayor que la de la hipertensión, la obesidad y el alto

consumo de alcohol. Un estudio español(204) de casos y controles analizó esta misma asociación con el infarto agudo de miocardio y concluyó que el grupo con menor nivel de estudios tenía mayor riesgo independientemente de otros factores de riesgo; mientras que otro estudio local(122) demostró que los factores de riesgo clásicos, principalmente hipertensión, diabetes y obesidad, explicaban sólo un 26% de la asociación entre el nivel de estudios y la incidencia de ECV.

Varios estudios indican una mayor vulnerabilidad de las mujeres al efecto deletéreo de los factores de riesgo y el bajo nivel socioeconómico, lo que explicaría parcialmente que la desigualdad en mortalidad sea mayor en ellas. Un estudio de cohortes(205) que analizó la interacción entre educación y estilos de vida, mostró que éstos, especialmente el tabaquismo, actúan como mediadores de la mortalidad tanto por la diferente exposición como por la diferente vulnerabilidad, que es mayor en las mujeres. Los resultados del estudio son compatibles con que las mujeres jóvenes de posición social más baja sean las más vulnerables en términos sociales y de salud. Esto podría reflejarse en la persistente desigualdad de género que implica, por ejemplo, una mayor carga de trabajo (trabajo de cuidados no remunerado dentro del hogar y remunerado fuera del hogar), mayor precariedad laboral, salarios más bajos y menos puestos de poder en mujeres que en hombres y, desde una perspectiva interseccional, posiblemente respecto a otras mujeres mayores y de mejor posición social(206–209).

Limitaciones

Este es un estudio transversal que no analiza (datos no disponibles) la evolución en el tiempo de las desigualdades sociales en la mortalidad por ECV, por lo que no puede examinar la tendencia de dichas desigualdades. Tampoco incluye, también por falta de datos, otras variables individuales de ajuste tales como presencia de factores de riesgo cardiovascular. Asimismo, hay aspectos de desigualdad social que no se deben al nivel de estudios. Pese a ser un indicador más sólido, universal y comparable de nivel socioeconómico que la renta o la ocupación, el nivel de estudios puede no asociarse

con la mortalidad igual que otros determinantes sociales(174), ya que no cambia a lo largo de la vida y puede no representar la posición social actual. Además, el nivel de estudios no tiene la misma interpretación en todas las edades, ya que, gracias a la expansión educativa que tuvo lugar en las últimas décadas, en las cohortes más jóvenes tener un bajo nivel de estudios es signo de mayor precariedad(53).

5.4. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad atribuible al consumo de alcohol consumo de tabaco en España

Cerca de 5 cada 6 muertes relacionadas con el consumo de tabaco en España en 2016 ocurrieron en hombres, y la mitad de estas muertes sucedieron en personas con el menor nivel de estudios (27% de la población), sugiriendo la presencia de desigualdades sociales en la MAT. Además, la magnitud y dirección de estas desigualdades varía según sexo y grupos de edad.

Un gradiente inverso entre la mortalidad y el nivel de estudios fue observado en hombres de todas las edades y en mujeres de entre 35-54 años, pero a diferencia de lo que se reporta en los países de altos ingresos, no en mujeres de ≥ 55 años. En este grupo de edad, la mejor posición social (mayor nivel de estudios) estuvo asociado con mayor mortalidad, y las desigualdades sociales aumentaron con la edad. Estos resultados a nivel nacional son coherentes con otros observados a nivel local en España(125,147,148,202,203).

Como los cálculos de la MAT se deben principalmente a las diferencias en la prevalencia del tabaquismo según el nivel de estudios, el patrón de las desigualdades sociales en la MAT en España es consistente con el patrón de desigualdades sociales en la

prevalencia. Entre hombres, las cohortes nacidas después de 1960 presentan mayores prevalencias de consumo en los estratos con menor nivel de estudios. Entre mujeres, las cohortes nacidas entre 1940 y 1980 presentan un gradiente educacional directo, alcanzando las de mayor nivel educativo mayores prevalencias de consumo; mientras que las cohortes nacidas después de 1980 muestran el mismo gradiente educacional que los hombres, concentrando las de menor nivel educativo mayores prevalencias de consumo(134). Además, las mujeres de mayor edad tradicionalmente presentan mayores diferencias en la prevalencia de consumo según posición social cuando se las compara con las mujeres más jóvenes. Esto se explica por el patrón de consumo que comenzó en los tardíos años '60 entre la clase social más alta (educada) de mujeres, que identificó el fumar como un signo de emancipación social, modernidad e igualdad sexual. Más adelante, cuando las prevalencias de consumo comenzaron a descender, estas mujeres de clase social alta no abandonaron el hábito de fumar en la misma proporción que los hombres de su misma edad(202,210,211). Las razones para fumar tabaco entre las mujeres incluyen el vínculo en el imaginario social entre fumar y la imagen de éxito, así como facilitador de las relaciones sociales, y como un método de control del estrés y del peso corporal. Lo que está íntimamente relacionado con las demandas y roles sociales que pesan sobre las mujeres, incluyendo la doble carga de trabajo (productivo y reproductivo) y con el estereotipo de género de imagen corporal delgada. Por lo tanto, es posible que en España las mujeres mayores de grupos socioeconómicos más altos comiencen y sigan fumando como un comportamiento para hacer frente a una mayor presión social(211,212).

La posición social influye no sólo en el consumo de tabaco (prevalencia), sino también en otros aspectos de fumar como el tipo, la frecuencia y la intensidad del consumo de tabaco, la edad de inicio, la tasa de abandono y la exposición al humo de segunda mano. Una revisión exhaustiva concluyó que la prevalencia es mayor entre los grupos socioeconómicos más bajos, y que los fumadores de los grupos socioeconómicos más

bajos presentan niveles más altos de concentración de cotinina incluso cuando se controla por el consumo diario de cigarrillos(213). Esto sugiere que fuman cada cigarrillo de manera más intensa y/o frecuente y, por lo tanto, extraen más nicotina por cigarrillo. Además, entre los grupos desfavorecidos los intentos de dejar de fumar son menos proclives a tener éxito, posiblemente debido a un menor apoyo social para dejar de fumar, una menor motivación, una mayor adicción a la nicotina, una menor probabilidad de completar la farmacoterapia o las sesiones de apoyo conductual, una menor autoeficacia y una mayor exposición a los efectos del marketing de la industria tabacalera(145). También hay algunas sugerencias de que, al menos en algunos contextos, las medidas de control del tabaco pueden ser menos efectivas entre las mujeres desfavorecidas(214–216). Una de las posibles razones por las cuales las personas de clases sociales más bajas fuman más es que el tabaco se percibe como una forma de controlar el estrés, regular el estado de ánimo y hacer frente a los problemas cotidianos que ocurren debido a las circunstancias sociales adversas(217). Además, aunque fumar puede haberse estigmatizado en individuos más ricos, en grupos socioeconómicos más bajos el fumar sigue siendo más tolerado(218). El consumo de tabaco se produce antes en niños pobres cuyos padres, familiares y compañeros suelen fumar o pueden considerar que fumar es la norma o es socialmente aceptable(218,219). Como resultado, una parte sustancial de las desigualdades educativas en el consumo de tabaco se debe a las características de la niñez compartidas por los hermanos(220) y a factores presentes en la adolescencia, como tener amigos que fuman(210). Además, las altas tasas de consumo de tabaco entre los más desfavorecidos generan a su vez mayor exposición al humo de segunda mano(221).

El bajo nivel socioeconómico también puede afectar la mortalidad directamente, a través del aumento de la ansiedad y el estrés biológico crónico(116,117), e indirectamente, ya sea a través del aumento de otros riesgos para la salud (como el consumo de alcohol,

la dieta poco saludable, los comportamientos sedentarios y la exposición a la contaminación del aire) o a la disminución del acceso y calidad de la atención médica. Varios estudios han demostrado que las enfermedades relacionadas con el consumo de tabaco tienen un abrupto gradiente social que se explica sólo parcialmente por el comportamiento de fumar; por ejemplo, el tabaco explica entre el 15-50% de las diferencias sociales en el cáncer de pulmón(222–225) y alrededor del 15-17% de las desigualdades sociales en la mortalidad cardiovascular(48). El bajo nivel socioeconómico también es un factor de riesgo independiente para la mortalidad por todas las causas(118), la morbilidad (111) y la mortalidad(113) cardiovascular, así como para la morbilidad(222–226) y mortalidad(205,227) por cáncer de pulmón; incluso después de ajustar el consumo de tabaco y otros estilos de vida. Con respecto a la utilización de los servicios de salud, el Sistema Nacional de Salud en España ofrece una cobertura universal independientemente de la situación social o laboral, por lo que su contribución a las desigualdades en salud es limitada(98,99,228). Sin embargo, en comparación con aquellos con el estatus social más alto y/o un seguro privado adicional, los grupos socioeconómicos bajos y las personas que dependen del Sistema Nacional de Salud experimentan tiempos más largos en la lista de espera de especialistas, menos acceso a especialistas, dentistas y fisioterapeutas, y menos acceso a servicios preventivos (por ejemplo, el cribado de cáncer cervical) que pueden influir en la mortalidad(229–231).

En teoría, las desigualdades sociales en la MAT también pueden deberse en parte a la vulnerabilidad diferencial al daño del tabaco, es decir, el mismo nivel de consumo de tabaco podría aumentar la mortalidad debido a la interacción del tabaco con un bajo nivel socioeconómico(232). Sin embargo, varios estudios han reportado consistentemente que no hay interacción entre el tabaquismo y el bajo nivel socioeconómico(170,233–237). Aunque Lewer y colegas hallaron en una gran cohorte inglesa que el tabaquismo se asoció con un mayor riesgo absoluto de cáncer de pulmón

y mortalidad por enfermedad pulmonar crónica en grupos socioeconómicos más bajos (incluso después de controlar por las tasas más altas de tabaquismo en estos grupos), esto se debió a tasas de mortalidad basales más altas entre las personas desfavorecidas más que a una interacción negativa(238).

Entre hombres y mujeres jóvenes, tanto las desigualdades absolutas como relativas fueron mayores en la mortalidad por enfermedades respiratorias, confirmando los resultados reportados por Kulik y colegas basados en 18 poblaciones europeas(138). Entre mujeres de 55 años y más, tanto las desigualdades absolutas como relativas fueron mayores en cáncer. Estos resultados derivan de las diferentes tasas de MAT: mayor incidencia de cáncer (que representa la mitad de las muertes relacionadas con el tabaco) explica la desigualdad absoluta; mientras que la menor incidencia de muertes por enfermedades respiratorias (enfermedad pulmonar obstructiva crónica, influenza, neumonía y tuberculosis) entre la población con estudios más altos explica la mayor desigualdad relativa en hombres y mujeres jóvenes.

El fumar tabaco y sus consecuencias mortales están determinadas no sólo por el sexo, sino por su interacción con la edad y la posición social. Ser consciente de estas desigualdades y monitorizarlas puede ayudar a mejorar las estrategias de prevención y control del consumo de tabaco. Si bien las tasas de tabaquismo han disminuido en muchos países de altos ingresos, incluida España, los descensos han sido más lentos o inexistentes entre los grupos socioeconómicos más bajos, por lo que las desigualdades en el tabaquismo han aumentado(145). De hecho, algunas políticas de control del tabaco, en particular las intervenciones para dejar de fumar a nivel individual o grupal, parecen ser más efectivas en los grupos socioeconómicos más altos(239). Según nuestros resultados, los hombres y las mujeres más jóvenes de posición social más baja deberían ser el objetivo de las medidas preventivas, pero también las mujeres mayores de posición social más alta, a menudo olvidadas en las estrategias de prevención. La evidencia de intervenciones efectivas entre los grupos socioeconómicos

más bajos es escasa: elevar el precio de los productos de tabaco parece ser la intervención con mayor potencial para reducir las desigualdades en salud relacionadas con el tabaco, especialmente entre la población más joven. Los programas dirigidos a dejar de fumar y las campañas en los medios de comunicación también pueden contribuir a cerrar estas brechas(145). Entre las mujeres mayores, se deben evaluar las motivaciones específicas para fumar, especialmente aquellas relacionadas con los roles de género y las demandas sociales relacionadas. Además, las medidas de control del tabaco también deberían dirigirse a mejorar el conocimiento de los procesos fisiopatogénicos específicos de las mujeres(210,240–243). No obstante, para reducir las desigualdades sociales en la mortalidad, se necesitan no sólo acciones a nivel individual sino también políticas sociales más amplias destinadas a reducir las desventajas socioeconómicas desde la perspectiva del ciclo vital(5,243,244).

Limitaciones

Debido a la falta de datos históricos a nivel nacional de nivel de estudios de los individuos fallecidos en España, las tendencias en desigualdades educacionales en mortalidad no pueden ser evaluadas. Otra limitación de nuestro análisis es que las muertes y la prevalencia de consumo ocurrieron en el mismo año calendario, por lo que las estimaciones no consideran el período de inducción de enfermedad por el consumo de tabaco(166). Como resultado, considerando que la prevalencia de consumo ha disminuido en España(87), las tasas de MAT seguramente están infraestimadas. Otras causas de infraestimación de la MAT es que nuestro análisis no incluyó la mortalidad relacionada con el humo de segunda mano ni la mortalidad en la población de menos de 35 años. Además, nuestra estimación no consideró ni la intensidad ni los años de consumo, siendo la duración de la exposición especialmente relevante en el riesgo de cáncer(245).

Una descripción integral de las limitaciones adicionales relacionadas con la metodología empleada para calcular la MAT puede consultarse en el “Report of the Surgeon

General”(166). Debido a que los riesgos relativos fueron obtenidos de esta fuente, un informe basado en datos de cohortes de Estados Unidos y no de España, y debido a que estos riesgos relativos no están ajustados por educación ni otros indicadores de posición social, no podemos descartar potenciales diferencias en la vulnerabilidad al tabaco relacionadas con la etnia o el nivel socioeconómico. Aunque, como ya se ha mencionado, trabajos previos que evaluaron si el estatus socioeconómico modificaba la asociación entre fumar y enfermar no hallaron interacciones significativas. Finalmente, debido a limitaciones en los datos, la potencial confusión por otros determinantes sociales de la salud o factores de riesgo individuales tampoco pudo ser evaluada. Sin embargo, el análisis de los datos de una gran cohorte, participantes de la “National Health Interview Survey” de los Estados Unidos, demostró que el ajuste por raza/etnia, consumo de alcohol y nivel de adiposidad tuvo poco efecto en las estimaciones de riesgo(246).

6. CONCLUSIONES

6.1. Desigualdades sociales (educación y sexo) en la mortalidad y supervivencia en países de las Américas

Entre países de las Américas, los hombres tienen mayor riesgo de morir, mueren más tempranamente y viven menos años libres de enfermedad y discapacidad que las mujeres; el nivel educativo es un determinante de la mortalidad y la supervivencia en ambos sexos y las desigualdades educacionales son más pronunciadas y ascendentes entre hombres y desproporcionadamente concentradas en las poblaciones socialmente más desaventajadas.

6.2. Desigualdades sociales (acceso a agua potable y a saneamiento) en la mortalidad y supervivencia entre países de las Américas

En las Américas, el mayor acceso a agua potable y a saneamiento se correspondió con una más alta expectativa de vida al nacer total y saludable, y con riesgos más bajos de mortalidad infantil, mortalidad en menores de 5 años y mortalidad materna. A pesar de que la Región de las Américas está en curso para alcanzar el ODM 7 sobre agua y saneamiento, los promedios regionales siguen ocultando grandes gradientes ambientales y desigualdades en salud entre países. A medida que se despliega la agenda de desarrollo post-2015, serán necesarias políticas y acciones orientadas a la equidad en salud—principalmente hacia aquellos con mayor privación social y ambiental—a fin de asegurar el derecho por el acceso universal al agua y al saneamiento.

6.3. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad cardiovascular en España

La mortalidad por enfermedades cardiovasculares está inversamente asociada con el nivel educativo en España. Esta desigualdad afecta más a la mortalidad prematura por enfermedades cardíacas, cardiopatía isquémica e insuficiencia cardíaca, y especialmente a las mujeres. Monitorizar este problema podría orientar la Estrategia de Salud Cardiovascular en el Sistema Nacional de Salud para reducir las desigualdades sociales en la primera causa de muerte en España.

6.4. Desigualdades sociales (educación, edad y sexo) en la mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España

En España, la mortalidad atribuible al consumo de tabaco está inversamente asociada al nivel de estudios en hombres de todas las edades y en mujeres jóvenes. Sin embargo, en contraste con muchos países de altos ingresos, está directamente asociada en mujeres mayores de 55 años. Esto puede explicarse por los diferentes patrones en el consumo de tabaco. Por lo tanto, nuestros hallazgos subrayan la necesidad de considerar y monitorizar las desigualdades sociales al diseñar, implementar y evaluar las estrategias nacionales de prevención y control del tabaquismo.

7. BIBLIOGRAFÍA

1. Lalonde M. A new perspective on the health of Canadians: A working document. Ottawa: Government of Canada; 1974. Available from: <https://www.phac-aspc.gc.ca/ph-sp/pdf/perspect-eng.pdf>
2. Dahlgren G, Whitehead M. Policies and strategies to promote social equity in health. Background document to World Health Organization - Strategy paper for Europe. Stockholm: Inst Futur Stud; 1991. Available from: <https://www.iffs.se/media/1326/20080109110739filmZ8UVQv2wQFShMRF6cuT.pdf>
3. Susser M, Stein Z. Eras in epidemiology: the evolution of ideas. Oxford: Oxford Univ. Press; 2009.
4. Mújica OJ. Cuatro cuestiones axiológicas de la epidemiología social para el monitoreo de la desigualdad en salud. *Rev Panam Salud Publica*. 2015;38(6):433–41.
5. Organización Mundial de la Salud. Informe final de la 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: OMS; 2009. Available from: https://www.who.int/social_determinants/thecommission/finalreport/es/
6. Mújica OJ, Moreno CM. De la retórica a la acción: medir desigualdades en salud para “no dejar a nadie atrás.” *Rev Panam Salud Publica*. 2019 Feb 13;43:1–8.
7. World Health Organization. Social Determinants of Health. Available from: https://www.who.int/social_determinants/es/
8. World Health Organization. A conceptual framework for action on the social determinants of health: debates, policy & practice, case studies. Geneva: WHO; 2010. Available from: http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/44489/1/9789241500852_eng.pdf
9. Marmot M. Just societies, health equity, and dignified lives: the PAHO Equity Commission. *The Lancet*. 2018 Nov;392(10161):2247–50.
10. Rose G. Sick individuals and sick populations. *Int J Epidemiol*. 2001 Jun;30(3):427–32.
11. Crenshaw K. Demarginalizing the intersection of race and sex: a black feminist critique of antidiscrimination doctrine, feminist theory, and antiracist politics. In: Jaggard AM. *Living with Contradictions*. New York: Routledge; 2018. p 39–52. Available from: <https://www.taylorfrancis.com/books/9780429967696/chapters/10.4324/9780429499142-5>
12. Hancock AM. *Intersectionality: an intellectual history*. New York: Oxford Univ. Press; 2016.

13. Goicolea I, Öhman A, Vives-Cases C. Intersections between gender and other relevant social determinants of health inequalities. *Glob Health Action*. 2017 Jan;10(sup2):1397909.
14. Hankivsky O. Women's health, men's health, and gender and health: Implications of intersectionality. *Soc Sci Med*. 2012 Jun;74(11):1712–20.
15. Bauer GR. Incorporating intersectionality theory into population health research methodology: Challenges and the potential to advance health equity. *Soc Sci Med*. 2014 Jun;110:10–7.
16. Bowleg L. The problem with the phrase *women and minorities*: intersectionality—an important theoretical framework for public health. *Am J Public Health*. 2012 Jul;102(7):1267–73.
17. Green MA, Evans CR, Subramanian SV. Can intersectionality theory enrich population health research? *Soc Sci Med*. 2017 Apr;178:214–6.
18. McCall L. The Complexity of Intersectionality. *Signs J Women Cult Soc*. 2005 Mar;30(3):1771–800.
19. Mena E, Bolte G, on behalf of the Advance Gender Study Group. Intersectionality-based quantitative health research and sex/gender sensitivity: a scoping review. *Int J Equity Health*. 2019 Dec;18(1):199.
20. Hernández-Yumar A, Wemrell M, Abásolo Alessón I, González López-Valcárcel B, Leckie G, Merlo J. Socioeconomic differences in body mass index in Spain: An intersectional multilevel analysis of individual heterogeneity and discriminatory accuracy. *PLOS ONE*. 2018 Dec 10;13(12):e0208624.
21. Wemrell M, Mulinari S, Merlo J. Intersectionality and risk for ischemic heart disease in Sweden: categorical and anti-categorical approaches. *Soc Sci Med*. 2017 Mar;177:213–22.
22. Evans CR, Williams DR, Onnela JP, Subramanian SV. A multilevel approach to modeling health inequalities at the intersection of multiple social identities. *Soc Sci Med*. 2018 Apr;203:64–73.
23. Evans CR, Leckie G, Merlo J. Multilevel versus single-level regression for the analysis of multilevel information: The case of quantitative intersectional analysis. *Soc Sci Med*. 2020 Jan;245:112499.
24. Merlo J. Multilevel analysis of individual heterogeneity and discriminatory accuracy (MAIHDA) within an intersectional framework. *Soc Sci Med*. 2018 Apr;203:74–80.
25. Whitehead M. The concepts and principles of equity and health. *Int J Health Serv*. 1992 Jul;22(3):429–45.
26. Asamblea Mundial de la Salud. Resolución 14; 2009. Available from: http://www.who.int/social_determinants/es/

27. Singh-Manoux A. Socioeconomic trajectories across the life course and health outcomes in midlife: evidence for the accumulation hypothesis? *Int J Epidemiol*. 2004 May 27;33(5):1072–9.
28. Mackenbach JP. Measuring educational inequalities in mortality statistics. Paris: OECD; 2015. Available from: https://www.oecd-ilibrary.org/economics/measuring-educational-inequalities-in-mortality-statistics_5jrppx182zs-en
29. Ruiz Cantero M, Papí Gálvez N. Guía de estadísticas en salud con enfoque de género. Alicante: Universidad de Alicante; 2007. Available from: <https://www.mscbs.gob.es/organizacion/sns/planCalidadSNS/pdf/equidad/guiaEstadisticasSaludEnfoqueGenero.pdf>
30. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Comisión para reducir las desigualdades sociales en salud en España. Avanzando hacia la equidad. Propuestas de políticas e intervenciones para reducir las desigualdades sociales en salud en España. Madrid: MSSSI; 2015. Available from: https://www.mscbs.gob.es/profesionales/saludPublica/prevPromocion/promocion/desigualdadSalud/docs/Propuesta_Politicas_Reducir_Desigualdades.pdf
31. World Health Organization. Gender and health: technical paper. Geneva: WHO; 1998. Available from: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/63998>
32. Gómez-Gómez E. Equidad, género y salud: retos para la acción. *Rev Panam Salud Publica*. 2002 Jun;11(5–6):454–61.
33. United Nations. Fourth World Conference on Women Beijing Declaration; 1995. Available from: <http://www.un.org/womenwatch/daw/beijing/platform/declar.htm>
34. United Nations. Special Session of the General Assembly: “Women 2000: gender equality, development and peace in the twenty-first century”; 2000. Available from: <http://www.un.org/documents/ga/docs/55/a55341.pdf>
35. Jiménez ML, Gijón MT, Martínez E. El análisis de la literatura biomédica en España en clave de diversidad cultural y de género. *Empiria Rev Metodol Cienc Soc*. 2009 Oct 2;0(17):41.
36. Ruiz-Cantero MT. Las estadísticas sanitarias y la invisibilidad por sexo y de género durante la epidemia de COVID-19. *Gac Sanit*. 2020 May;S0213911120300911.
37. Levy BR, Slade MD, Kunkel SR, Kasl SV. Longevity increased by positive self-perceptions of aging. *J Pers Soc Psychol*. 2002 Aug;83(2):261–70.
38. Organización Mundial de la Salud. Envejecimiento y ciclo de vida; 2020. Available from: <https://www.who.int/ageing/features/faq-ageism/es/>
39. Bartley M. Health inequality: an introduction to theories, concepts and methods. Cambridge: Polity Press; 2004.
40. Galobardes B, Lynch J, Smith GD. Measuring socioeconomic position in health research. *Br Med Bull*. 2007 Feb 6;81–82(1):21–37.

41. Krieger N, Williams DR, Moss NE. Measuring social class in US public health research: concepts, methodologies, and guidelines. *Annu Rev Public Health*. 1997 May;18(1):341–78.
42. Liberatos P, Link BG, Kelsey JL. The measurement of social class in epidemiology. *Epidemiol Rev*. 1988;10(1):87–121.
43. Berkman LF, Kawachi I, Glymour MM. *Social epidemiology*. Second edition. Oxford: Oxford Univ. Press; 2014.
44. Grupo SEE y Grupo semFYC. Una propuesta de medida de la clase social. *Aten Primaria*. 2000;25(5):350–63.
45. Regidor E. La clasificación de clase social de Goldthorpe: marco de referencia para la propuesta de medición de la clase social del grupo de trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología. *Rev Esp Salud Publica*. 2001 Feb;75(1):13–22.
46. Domingo-Salvany A, Bacigalupe A, Carrasco JM, Espelt A, Ferrando J, Borrell C. Propuestas de clase social neoweberiana y neomarxista a partir de la Clasificación Nacional de Ocupaciones 2011. *Gac Sanit*. 2013 May;27(3):263–72.
47. Duque I, Domínguez-Berjón MF, Cebrecos A, Prieto-Salceda MD, Esnaola S, Calvo-Sánchez M, et al. Índice de privación en España por sección censal en 2011. *Gac Sanit*. 2020 Feb;S0213911119302729.
48. Petrovic D, de Mestral C, Bochud M, Bartley M, Kivimäki M, Vineis P, et al. The contribution of health behaviors to socioeconomic inequalities in health: a systematic review. *Prev Med*. 2018 Aug;113:15–31.
49. Gakidou E, Cowling K, Lozano R, Murray CJ. Increased educational attainment and its effect on child mortality in 175 countries between 1970 and 2009: a systematic analysis. *The Lancet*. 2010 Sep;376(9745):959–74.
50. Mackenbach JP. *Health Inequalities: Europe in Profile*. Brussels: European Commission; 2006. Available from: https://www.who.int/social_determinants/media/health_inequalities_europe.pdf
51. Mackenbach JP, Kunst AE. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Soc Sci Med*. 1997 Mar;44(6):757–71.
52. Mackenbach JP. New trends in health inequalities research: now it's personal. *The Lancet*. 2010 Sep;376(9744):854–5.
53. Hadden WC. Annotation: the use of educational attainment as an indicator of socioeconomic position. *Am J Public Health*. 1996 Nov;86(11):1525–6.
54. Huisman M, Kunst AE, Bopp M, Borgan JK, Borrell C, Costa G, et al. Educational inequalities in cause-specific mortality in middle-aged and older men and women in eight western European populations. *The Lancet*. 2005 Feb;365(9458):493–500.

55. Tukey JW: Exploratory data analysis. Menlo Park: Addison-Wesley; 1977.
56. Moreno-Betancur M, Latouche A, Menvielle G, Kunst AE, Rey G. Relative index of inequality and slope index of inequality: a structured regression framework for estimation. *Epidemiology*. 2015 Jul;26(4):518–27.
57. Hosseinpoor AR, Schlothuber A, Nambiar D, Ross Z. Health Equity Assessment Toolkit Plus (HEAT Plus): software for exploring and comparing health inequalities using uploaded datasets. *Glob Health Action*. 2018 Dec 3;11(sup1):20–30.
58. Schneider MC, Castillo-Salgado C, Bacallao J, Loyola E, Mujica OJ, Vidaurre M, et al. Methods for measuring inequalities in health. *Rev Panam Salud Publica*. 2002 Dec;12(6).
59. Regidor E. Measures of health inequalities: part 2. *J Epidemiol Community Health*. 2004 Nov 1;58(11):900–3.
60. Harper S, Lynch J. Methods for measuring cancer disparities: using data relevant to healthy people 2010 cancer-related objectives. Bethesda, MD: National Cancer Institute; 2005. Available from: <https://seer.cancer.gov/archive/publications/disparities/>
61. Servicio Gallego de Salud. Epidat 4: Ayuda de Medición de desigualdades en salud. Santiago de Compostela: SERGAS; 2014. Available from: https://www.sergas.es/Saude-publica/Documents/1901/Ayuda_Epidat4_Medicion_de_desigualdades_en_salud_Octubre2014.pdf
62. Bacallao J, Castillo-Salgado C, Schneider MC, Mujica OJ, Loyola E, Vidaurre M. Índices para medir las desigualdades de salud de carácter social basados en la noción de entropía. *Rev Panam Salud Publica*. 2002;12(6).
63. Harper S, King NB, Meersman SC, Reichman ME, Breen N, Lynch J. Implicit value judgments in the measurement of health inequalities. *Milbank Q*. 2010 Mar;88(1):4–29.
64. Wagstaff A, Paci P, van Doorslaer E. On the measurement of inequalities in health. *Soc Sci Med*. 1991 Jan;33(5):545–57.
65. Alleyne GAO, Castillo-Salgado C, Schneider MC, Loyola E, Vidaurre M. Overview of social inequalities in health in the Region of the Americas, using various methodological approaches. *Rev Panam Salud Publica*. 2002 Dec;12(6).
66. Organización Panamericana de la Salud. La salud en las Américas. Washington, DC: OPS; 2012. Available from: https://www.paho.org/salud-en-las-americas-2012/index.php?option=com_docman&view=download&category_slug=ediciones-previas-publicacion-40&alias=20-salud-americas-2002-volumen-i-0&Itemid=231&lang=en
67. Richard G. Rogers, Bethany G. Everett, Jarron M. Saint Onge, Patrick M. Krueger. Social, behavioral, and biological factors, and sex differences in mortality. *Demography*. 2010;47(3):555–78.

68. Lang E, Arnold K, Kupfer P. Women live longer--biological, medical and sociologic causes. *Z Für Gerontol.* 1994 Jan 1;27:10–5.
69. Denton M, Prus S, Walters V. Gender differences in health: a Canadian study of the psychosocial, structural and behavioural determinants of health. *Soc Sci Med.* 2004 Jun;58(12):2585–600.
70. Hawkes S, Buse K. Gender and global health: evidence, policy, and inconvenient truths. *The Lancet.* 2013 May;381(9879):1783–7.
71. Springer KW, Hankivsky O, Bates LM. Gender and health: relational, intersectional, and biosocial approaches. *Soc Sci Med.* 2012 Jun;74(11):1661–6.
72. Mackenbach JP, Kunst AE, Groenhouf F, Borgan JK, Costa G, Faggiano F, et al. Socioeconomic inequalities in mortality among women and among men: an international study. *Am J Public Health.* 1999 Dec;89(12):1800–6.
73. Pickett KE, Wilkinson RG. Income inequality and health: a causal review. *Soc Sci Med.* 2015 Mar;128:316–26.
74. Van Raalte AA, Kunst AE, Lundberg O, Leinsalu M, Martikainen P, Artnik B, et al. The contribution of educational inequalities to lifespan variation. *Popul Health Metr.* 2012 Dec;10(1):3.
75. Gallo V, Mackenbach JP, Ezzati M, Menvielle G, Kunst AE, Rohrmann S, et al. Social inequalities and mortality in Europe – Results from a large multi-national cohort. *PLOS ONE.* 2012 Jul 25;7(7):e39013.
76. Mustard CA. Gender differences in socioeconomic inequality in mortality. *J Epidemiol Community Health.* 2003 Dec 1;57(12):974–80.
77. Bleich SN, Jarlenski MP, Bell CN, LaVeist TA. Health inequalities: trends, progress, and policy. *Annu Rev Public Health.* 2012 Apr 21;33(1):7–40.
78. European Commission, Executive Agency for Health and Consumers, University College London Consulting, EuroHealthNet, Health Action Partnership International, North East Public Health Observatory, et al. Health inequalities in the EU: final report of a consortium. Brussels: European Commission; 2013. Available from: <http://dx.publications.europa.eu/10.2772/34426>
79. Szwarcwald CL, Corrêa da Mota J, Damacena GN, Sardinha-Pereira TG. Health inequalities in Rio de Janeiro, Brazil: lower healthy life expectancy in socioeconomically disadvantaged areas. *Am J Public Health.* 2011 Mar;101(3):517–23.
80. Belon AP, Barros MB, Marín-León L. Mortality among adults: gender and socioeconomic differences in a Brazilian city. *BMC Public Health.* 2012 Dec;12(1):39.
81. Bastos TF, Alves MCGP, Barros MB de A, Cesar CLG. Men's health: a population-based study on social inequalities. *Cad Saúde Pública.* 2012 Nov;28(11):2133–42.

82. Smith KV, Goldman N. Socioeconomic differences in health among older adults in Mexico. *Soc Sci Med*. 2007 Oct;65(7):1372–85.
83. Modrek S, Ahern J. Longitudinal relation of community-level income inequality and mortality in Costa Rica. *Health Place*. 2011 Nov;17(6):1249–57.
84. United Nations. World General Assembly Resolution 64/292: The Human Right to Water and Sanitation. New York: UN; 2010. Available from: www.un.org/es/comun/docs/?symbol=A/RES/64/292&lang=E
85. World Health Organization/United Nations Children’s Fund Joint Monitoring Programme for Water Supply and Sanitation. Progress on Drinking Water and Sanitation: 2012 Update. Geneva: WHO; 2012. Available from: www.wssinfo.org/
86. World Health Organization. UN Water Global Annual Assessment of Sanitation and Drinking Water 2012 Report: the challenge of extending and sustaining services. Geneva: WHO; 2012. Available from: http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/44849/1/9789241503365_eng.pdf
87. Lim SS, Vos T, Flaxman AD, Danaei G, Shibuya K, Adair-Rohani H, et al. A comparative risk assessment of burden of disease and injury attributable to 67 risk factors and risk factor clusters in 21 regions, 1990–2010: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2010. *The Lancet*. 2012 Dec;380(9859):2224–60.
88. Wolf J, Prüss-Ustün A, Cumming O, Bartram J, Bonjour S, Cairncross S, et al. Systematic review: Assessing the impact of drinking water and sanitation on diarrhoeal disease in low- and middle-income settings: systematic review and meta-regression. *Trop Med Int Health*. 2014 Aug;19(8):928–42.
89. Humphrey JH. Child undernutrition, tropical enteropathy, toilets, and handwashing. *The Lancet*. 2009 Sep;374(9694):1032–5.
90. Water Aid. Abandoning open defecation: comparison and adaptation of social change dynamics. Accra: Water Aid Ghana; 2010. Available from: <https://pdfs.semanticscholar.org/4b22/16ebc7226b31a3ae73ee58fc4a0537f72b1b.pdf>
91. Boslaugh S. *Encyclopedia of Epidemiology*. California: SAGE Publications; 2008. Available from: <http://methods.sagepub.com/reference/encyc-of-epidemiology>
92. Kulhánová I, Menvielle G, Hoffmann R, Eikemo TA, Kulik MC, Toch-Marquardt M, et al. The role of three lifestyle risk factors in reducing educational differences in ischaemic heart disease mortality in Europe. *Eur J Public Health*. 2017 Apr 1;27(2):203–10.
93. Ferrario MM, Veronesi G, Kee F, Chambless LE, Kuulasmaa K, Jørgensen T, et al. Determinants of social inequalities in stroke incidence across Europe: a collaborative analysis of 126 635 individuals from 48 cohort studies. *J Epidemiol Community Health*. 2017 Oct 5;71(12):1210–16.

94. Khaing W, Vallibhakara SA, Attia J, McEvoy M, Thakkinstian A. Effects of education and income on cardiovascular outcomes: A systematic review and metaanalysis. *Eur J Prev Cardiol*. 2017 Jul;24(10):1032–42.
95. Veronesi G, Ferrario MM, Kuulasmaa K, Bobak M, Chambless LE, Salomaa V, et al. Educational class inequalities in the incidence of coronary heart disease in Europe. *Heart*. 2016 Jun 15;102(12):958–65.
96. Di Girolamo C, Nusselder WJ, Bopp M, Brønnum-Hansen H, Costa G, Kovács K, et al. Progress in reducing inequalities in cardiovascular disease mortality in Europe. *Heart*. 2020 Jan;106(1):40–9.
97. Leyland AH, Dundas R. Declining cardiovascular mortality masks unpalatable inequalities. *Heart*. 2020 Jan;106(1):6–7.
98. Mejía-Lancheros C, Estruch R, Martínez-González MA, Salas-Salvadó J, Corella D, Gómez-Gracia E, et al. Socioeconomic status and health inequalities for cardiovascular prevention among elderly Spaniards. *Rev Esp Cardiol Engl Ed*. 2013 Oct;66(10):803–11.
99. Garcia R, Abellana R, Real J, del Val JL, Verdú-Rotellar JM, Muñoz MA. Health inequalities in hospitalisation and mortality in patients diagnosed with heart failure in a universal healthcare coverage system. *J Epidemiol Community Health*. 2018 Sep;72(9):845–51.
100. Murphy A, Palafox B, O'Donnell O, Stuckler D, Perel P, AlHabib KF, et al. Inequalities in the use of secondary prevention of cardiovascular disease by socioeconomic status: evidence from the PURE observational study. *Lancet Glob Health*. 2018;6(3):e292–301.
101. Stringhini S, Dugravot A, Shipley M, Goldberg M, Zins M, Kivimäki M, et al. Health behaviours, socioeconomic status, and mortality: further analyses of the British Whitehall II and the French GAZEL prospective cohorts. *PLOS Med*. 2011 Feb 22;8(2):e1000419.
102. Wardle J. Socioeconomic differences in attitudes and beliefs about healthy lifestyles. *J Epidemiol Community Health*. 2003 Jun 1;57(6):440–3.
103. Tseng TS, Lin HY. Gender and age disparity in health-related behaviors and behavioral patterns based on a national survey of Taiwan. *Int J Behav Med*. 2008 Mar;15(1):14–20.
104. Laaksonen M. Income and health behaviours. Evidence from monitoring surveys among Finnish adults. *J Epidemiol Community Health*. 2003 Sep 1;57(9):711–7.
105. Macintyre S. The social patterning of exercise behaviours: the role of personal and local resources. *Br J Sports Med*. 2000 Feb 1;34(1):6–6.
106. Chinn DJ, White M, Harland J, Drinkwater C, Raybould S. Barriers to physical activity and socioeconomic position: implications for health promotion. *J Epidemiol Community Health*. 1999 Mar 1;53(3):191–2.
107. Bilal U, Jones-Smith J, Diez J, Lawrence RS, Celentano DD, Franco M. Neighborhood social and economic change and retail food environment change

- in Madrid (Spain): The Heart Healthy Hoods study. *Health Place*. 2018 May;51:107–17.
108. Walker RE, Keane CR, Burke JG. Disparities and access to healthy food in the United States: a review of food deserts literature. *Health Place*. 2010 Sep;16(5):876–84.
 109. Tchicaya A, Braun M, Lorentz N, Delagardelle C, Beissel J, Wagner DR. Social inequality in awareness of cardiovascular risk factors in patients undergoing coronary angiography. *Eur J Prev Cardiol*. 2013 Oct;20(5):872–9.
 110. Stringhini S, Spencer B, Marques-Vidal P, Waeber G, Vollenweider P, Paccaud F, et al. Age and gender differences in the social patterning of cardiovascular risk factors in Switzerland: the CoLaus Study. *PLOS ONE*. 2012 Nov 13;7(11):e49443.
 111. Veronesi G, Tunstall-Pedoe H, Ferrario MM, Kee F, Kuulasmaa K, Chambless LE, et al. Combined effect of educational status and cardiovascular risk factors on the incidence of coronary heart disease and stroke in European cohorts: Implications for prevention. *Eur J Prev Cardiol*. 2017 Mar;24(4):437–45.
 112. Meneton P, Kesse-Guyot E, Méjean C, Fezeu L, Galan P, Hercberg S, et al. Unemployment is associated with high cardiovascular event rate and increased all-cause mortality in middle-aged socially privileged individuals. *Int Arch Occup Environ Health*. 2015 Aug;88(6):707–16.
 113. Ramsay SE, Morris RW, Whincup PH, Subramanian SV, Papacosta AO, Lennon LT, et al. The influence of neighbourhood-level socioeconomic deprivation on cardiovascular disease mortality in older age: longitudinal multilevel analyses from a cohort of older British men. *J Epidemiol Community Health*. 2015 Dec;69(12):1224–31.
 114. Stringhini S, Zaninotto P, Kumari M, Kivimäki M, Lassale C, Batty GD. Socio-economic trajectories and cardiovascular disease mortality in older people: the English Longitudinal Study of Ageing. *Int J Epidemiol*. 2018 Feb 1;47(1):36–46.
 115. Pérez-Hernández B, García-Esquinas E, Graciani A, Guallar-Castillón P, López-García E, León-Muñoz LM, et al. Desigualdades sociales en los factores de riesgo cardiovascular de los adultos mayores de España: estudio ENRICA-Seniors. *Rev Esp Cardiol*. 2017 Mar;70(3):145–54.
 116. Marmot M. Health in an unequal world. *The Lancet*. 2006 Dec;368(9552):2081–94.
 117. Wilkinson RG. Health, hierarchy, and social anxiety. *Ann N Y Acad Sci*. 1999 Dec;896(1):48–63.
 118. Stringhini S, Carmeli C, Jokela M, Avendaño M, Muennig P, Guida F, et al. Socioeconomic status and the 25 × 25 risk factors as determinants of premature mortality: a multicohort study and meta-analysis of 1.7 million men and women. *The Lancet*. 2017 Mar;389(10075):1229–37.

119. Instituto Nacional de Estadística. INEbase; 2018. Available from: https://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176780&menu=resultados&idp=1254735573175#!tabs-1254736194710
120. Reques L, Giráldez-García C, Miqueleiz E, Belza MJ, Regidor E. Educational differences in mortality and the relative importance of different causes of death: a 7-year follow-up study of Spanish adults. *J Epidemiol Community Health*. 2014 Dec;68(12):1151–60.
121. Miqueleiz E, Cea L, Santos JM, Albaladejo R, Villanueva R, Regidor E. Influencia de la mortalidad en las personas con bajo nivel educativo en la variación de las desigualdades de mortalidad en las comunidades autónomas. *Rev Esp Salud Publica*. 2015 Dec;89(6):563–73.
122. Dégano IR, Marrugat J, Grau M, Salvador-González B, Ramos R, Zamora A, et al. The association between education and cardiovascular disease incidence is mediated by hypertension, diabetes, and body mass index. *Sci Rep*. 2017 Dec;7(1):12370.
123. Redondo A, Benach J, Subirana I, Martínez JM, Muñoz MA, Masiá R, et al. Trends in the prevalence, awareness, treatment, and control of cardiovascular risk factors across educational level in the 1995–2005 Period. *Ann Epidemiol*. 2011 Aug;21(8):555–63.
124. Cainzos-Achirica M, Capdevila C, Vela E, Cleries M, Bilal U, Garcia-Altes A, et al. Individual income, mortality and healthcare resource use in patients with chronic heart failure living in a universal healthcare system: A population-based study in Catalonia, Spain. *Int J Cardiol*. 2019 Feb;277:250–7.
125. Mackenbach JP, Stirbu I, Roskam AJR, Schaap MM, Menvielle G, Leinsalu M, et al. Socioeconomic Inequalities in Health in 22 European Countries. *N Engl J Med*. 2008 Jun 5;358(23):2468–81.
126. Kulhánová I, Bacigalupe A, Eikemo TA, Borrell C, Regidor E, Esnaola S, et al. Why does Spain have smaller inequalities in mortality? An exploration of potential explanations. *Eur J Public Health*. 2014 Jun 1;24(3):370–7.
127. Mackenbach JP, Kunst AE, Cavelaars AE, Groenhouf F, Geurts JJ. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe. *The Lancet*. 1997 Jun;349(9066):1655–9.
128. Soriano JB, Rojas-Rueda D, Alonso J, Antó JM, Cardona P-J, Fernández E, et al. La carga de enfermedad en España: resultados del Estudio de la Carga Global de las Enfermedades 2016. *Med Clínica*. 2018 Sep;151(5):171–90.
129. Villalbí JR, Suelves JM, Martínez C, Valverde A, Cabezas C, Fernández E. El control del tabaquismo en España: situación actual y prioridades. *Rev Esp Salud Publica*. 2019;93: 15 de julio e201907044
130. Mackenbach JP, Huisman M, Andersen O, Bopp M, Borgan J-K, Borrell C, et al. Inequalities in lung cancer mortality by the educational level in 10 European populations. *Eur J Cancer*. 2004 Jan;40(1):126–35.

131. Lopez AD, Collishaw NE, Piha T. A descriptive model of the cigarette epidemic in developed countries. *Tob Control*. 1994 Sep 1;3(3):242–7.
132. Mackenbach JP, Bos V, Andersen O, Cardano M, Costa G, Harding S, et al. Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. *Int J Epidemiol*. 2003 Oct;32(5):830–7.
133. Van der Heyden JHA, Schaap MM, Kunst AE, Esnaola S, Borrell C, Cox B, et al. Socioeconomic inequalities in lung cancer mortality in 16 European populations. *Lung Cancer*. 2009 Mar;63(3):322–30.
134. Bilal U, Beltrán P, Fernández E, Navas-Acien A, Bolumar F, Franco M. Gender equality and smoking: a theory-driven approach to smoking gender differences in Spain. *Tob Control*. 2016 May;25(3):295–300.
135. Martín-Sánchez JC, Martínez-Sánchez JM, Bilal U, Cleries R, Fu M, Lidón-Moyano C, et al. Sex and age specific projections of smoking prevalence in Spain: a Bayesian approach. *Nicotine Tob Res*. 2018 May 3;20(6):725–30.
136. Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. Muertes atribuibles al consumo de tabaco en España, 2000-2014. Madrid: MSSSI; 2016. Available from: <https://www.msbs.gob.es/estadEstudios/estadisticas/estadisticas/estMinisterio/mortalidad/docs/MuertesTabacoEspana2014.pdf>
137. Gregoraci G, van Lenthe FJ, Artnik B, Bopp M, Deboosere P, Kovács K, et al. Contribution of smoking to socioeconomic inequalities in mortality: a study of 14 European countries, 1990–2004. *Tob Control*. 2017 May;26(3):260–8.
138. Kulik MC, Menvielle G, Eikemo TA, Bopp M, Jasilionis D, Kulhánová I, et al. Educational inequalities in three smoking-related causes of death in 18 European populations. *Nicotine Tob Res*. 2014 May 1;16(5):507–18.
139. Eikemo TA, Hoffmann R, Kulik MC, Kulhánová I, Toch-Marquardt M, Menvielle G, et al. How can inequalities in mortality be reduced? a quantitative analysis of 6 risk factors in 21 European populations. *PLOS ONE*. 2014 Nov 4;9(11):e110952.
140. Mackenbach JP, Kulhánová I, Menvielle G, Bopp M, Borrell C, Costa G, et al. Trends in inequalities in premature mortality: a study of 3.2 million deaths in 13 European countries. *J Epidemiol Community Health*. 2015 Mar;69(3):207–17.
141. Kulik MC, Hoffmann R, Judge K, Looman C, Menvielle G, Kulhánová I, et al. Smoking and the potential for reduction of inequalities in mortality in Europe. *Eur J Epidemiol*. 2013 Dec;28(12):959–71.
142. Mackenbach JP, Valverde JR, Bopp M, Brønnum-Hansen H, Deboosere P, Kalediene R, et al. Determinants of inequalities in life expectancy: an international comparative study of eight risk factors. *Lancet Public Health*. 2019 Oct;4(10):e529–37.
143. Mackenbach JP, Rubio Valverde J, Bopp M, Brønnum-Hansen H, Costa G, Deboosere P, et al. Progress against inequalities in mortality: register-based

- study of 15 European countries between 1990 and 2015. *Eur J Epidemiol.* 2019 Dec;34(12):1131–42.
144. Loring B. Tobacco and inequities: guidance for addressing inequities in tobacco-related harm. Copenhagen: WHO Regional office for Europe; 2014. Available from: <https://www.euro.who.int/en/health-topics/disease-prevention/tobacco/publications/2014/tobacco-and-inequities.-guidance-for-addressing-inequities-in-tobacco-related-harm-2014>
 145. Hiscock R, Bauld L, Amos A, Fidler JA, Munafò M. Socioeconomic status and smoking: a review. *Ann N Y Acad Sci.* 2012 Feb;1248(1):107–23.
 146. Mackenbach JP, Bopp M, Deboosere P, Kovacs K, Leinsalu M, Martikainen P, et al. Determinants of the magnitude of socioeconomic inequalities in mortality: a study of 17 European countries. *Health Place.* 2017 Sep;47:44–53.
 147. Huisman M. Educational inequalities in smoking among men and women aged 16 years and older in 11 European countries. *Tob Control.* 2005 Apr 1;14(2):106–13.
 148. Schaap MM, Kunst AE, Leinsalu M, Regidor E, Espelt A, Ekholm O, et al. Female ever-smoking, education, emancipation and economic development in 19 European countries. *Soc Sci Med.* 2009 Apr;68(7):1271–8.
 149. Instituto Nacional de Estadística. Determinantes de salud; 2020. Available from: https://www.ine.es/ss/Satellite?L=es_ES&c=INESeccion_C&cid=1259926698156&p=1254735110672&pagename=ProductosYServicios%2FPYSLayout
 150. Banegas Banegas, JR, Díez Gañán L, Rodríguez-Artalejo F, Graciani Pérez-Regadera A, Villar Álvarez F, González Enríquez J. Mortalidad atribuible al tabaquismo en España en 1998. *Med Clínica.* 2001 Jan;117(18):692–4.
 151. Banegas JR, Díez Gañán L, González Enríquez J, Villar Álvarez F, Rodríguez-Artalejo F. La mortalidad atribuible al tabaquismo comienza a descender en España. *Med Clínica.* 2005 May;124(20):769–71.
 152. Banegas JR, Díez-Gañán L, Bañuelos-Marco B, González-Enríquez J, Villar-Álvarez F, Martín-Moreno JM, et al. Mortalidad atribuible al consumo de tabaco en España en 2006. *Med Clínica.* 2011 Feb;136(3):97–102.
 153. Regidor E, Gutiérrez-Fisac JL, de los Santos Ichaso M, Fernández E. Trends in principal cancer risk factors in Spain. *Ann Oncol.* 2010 May;21:iii37–42.
 154. Gutiérrez-Abejón E, Rejas-Gutiérrez J, Criado-Espejel P, Campo-Ortega EP, Breñas-Villalón MT, Martín-Sobrino N. Impacto del consumo de tabaco sobre la mortalidad en España en el año 2012. *Med Clínica.* 2015 Dec;145(12):520–5.
 155. Wang H, Dwyer-Lindgren L, Lofgren KT, Rajaratnam JK, Marcus JR, Levin-Rector A, et al. Age-specific and sex-specific mortality in 187 countries, 1970–2010: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2010. *The Lancet.* 2012 Dec;380(9859):2071–94.
 156. Salomon JA, Wang H, Freeman MK, Vos T, Flaxman AD, Lopez AD, et al. Healthy life expectancy for 187 countries, 1990–2010: a systematic analysis for

- the Global Burden Disease Study 2010. *The Lancet*. 2012 Dec;380(9859):2144–62.
157. Institute for Health Metrics and Evaluation. *The global burden of disease: generating evidence, guiding policy*. Seattle: IHME, 2013. Available from: <http://www.healthdata.org/policy-report/global-burden-disease-generating-evidence-guiding-policy>
 158. World Health Organization. *Handbook on health inequality monitoring: with a special focus on low- and middle-income countries*. Geneva: WHO; 2013. Available from: https://www.who.int/gho/health_equity/handbook/en/
 159. Maddala GS, Lahiri K. *Introduction to econometrics*. 4. ed. Chichester: Wiley; 2009.
 160. Murray CJL. *The global burden of disease: a comprehensive assessment of mortality and disability from diseases, injuries, and risk factors in 1990 and projected to 2020*. Cambridge: Harvard School of Public Health; 1996.
 161. Kakwani N, Wagstaff A, van Doorslaer E. Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation, and statistical inference. *J Econom*. 1997 Mar;77(1):87–103.
 162. Organización Panamericana de la Salud. *Situación de Salud en las Américas: Indicadores Básicos 2013*. Washington DC: OPS; 2013. Available from: <https://iris.paho.org/handle/10665.2/49307>
 163. Minujin A, Delamonica E. Mind the Gap! Widening Child Mortality Disparities. *J Hum Dev*. 2003 Nov;4(3):397–418.
 164. Pan American Health Organization. *Equity Explorer: a health inequality pattern extractor*. Software version 3; 2017.
 165. Instituto Nacional de Estadística. *Estadística de Defunciones. Asignación de nivel de estudios a ficheros de defunciones de 2016. Método de obtención y advertencias a usuarios*; 2017. Available from: http://www.ine.es/metodologia/t20/t2030306_niveduc.pdf
 166. National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion (United States) Office on Smoking and Health. *The health consequences of smoking—50 years of progress: a report of the Surgeon General*. Atlanta: Centers for Disease Control and Prevention; 2014. Available from: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK179276/>
 167. Instituto Nacional de Estadística. *Encuesta Nacional de Salud*; 2016. Available from: https://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176783&menu=resultados&secc=1254736195295&idp=1254735573175
 168. Instituto Nacional de Estadística. *Encuesta Europea de Salud*; 2014. Available from: https://www.msrebs.gob.es/estadEstudios/estadisticas/EncuestaEuropea/Enc_Eur_Salud_en_Esp2.htm

169. Instituto Nacional de Estadística. Encuesta Nacional de Salud; 2011. Available from:
<https://pestadistico.inteligenciadegestion.msrebs.es/publicoSNS/Comun/ArbolNodos.aspx?idNodo=42>
170. Thun MJ, Carter BD, Feskanich D, Freedman ND, Prentice R, Lopez AD, et al. 50-Year trends in smoking-related mortality in the United States. *N Engl J Med*. 2013 Jan 24;368(4):351–64.
171. Instituto Nacional de Estadística. Clasificación Nacional de Educación; 2014. Available from:
https://www.ine.es/daco/daco42/clasificaciones/cned14/CNED2014_capitulo0.pdf
172. Pace M, Lanzieri G, Glickman M, Zupanič T. Revision of the European standard population report of Eurostat’s task force. Luxembourg: Publications Office of the European Union; 2013. Available from:
<https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-manuals-and-guidelines/-/KS-RA-13-028>
173. Centers for Disease Control and Prevention. CDC Health disparities and inequalities report—United States, 2013. Atlanta: CDC; 2013. Available from:
<https://www.cdc.gov/minorityhealth/CHDIRreport.html>
174. Geyer S. Education, income, and occupational class cannot be used interchangeably in social epidemiology. Empirical evidence against a common practice. *J Epidemiol Community Health*. 2006 Sep 1;60(9):804–10.
175. Bambra C, Pope D, Swami V, Stanistreet D, Roskam A, Kunst A, et al. Gender, health inequalities and welfare state regimes: a cross-national study of 13 European countries. *J Epidemiol Community Health*. 2009 Jan 1;63(1):38–44.
176. World Health Organization. The health and well-being of men in the WHO European Region: better health through a gender approach. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe; 2018. Available from:
<https://www.euro.who.int/en/publications/abstracts/the-health-and-well-being-of-men-in-the-who-european-region-better-health-through-a-gender-approach-2018>
177. Sen G, Östlin P. Gender inequity in health: why it exists and how we can change it. *Glob Public Health*. 2008 Apr;3(sup1):1–12.
178. Brulle RJ, Pellow DN. Environmental justice: human health and environmental Inequalities. *Annu Rev Public Health*. 2006 Apr;27(1):103–24.
179. Braubach M, Fairburn J. Social inequities in environmental risks associated with housing and residential location--a review of evidence. *Eur J Public Health*. 2010 Feb 1;20(1):36–42.
180. Hertz E, Hebert JR, Landon J. Social and environmental factors and life expectancy, infant mortality, and maternal mortality rates: results of a cross-national comparison. *Soc Sci Med*. 1994 Jul;39(1):105–14.

181. Fink G, Günther I, Hill K. The effect of water and sanitation on child health: evidence from the demographic and health surveys 1986–2007. *Int J Epidemiol*. 2011 Oct;40(5):1196–204.
182. Bolte G, Tamburlini G, Kohlhuber M. Environmental inequalities among children in Europe--evaluation of scientific evidence and policy implications. *Eur J Public Health*. 2010 Feb 1;20(1):14–20.
183. World Health Organization. Environmental health inequalities in Europe: assessment report. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe; 2012. Available from: <https://www.euro.who.int/en/publications/abstracts/environmental-health-inequalities-in-europe.-second-assessment-report-2019>
184. Soares LCR, Griesinger MO, Dachs JNW, Bittner MA, Tavares S. Inequities in access to and use of drinking water services in Latin America and the Caribbean. *Rev Panam Salud Publica*. 2002 Jun;11(5–6):386–96.
185. Teixeira JC, Gomes MHR, de Souza JA. Associação entre cobertura por serviços de saneamento e indicadores epidemiológicos nos países da América Latina: estudo com dados secundários. *Rev Panam Salud Publica*. 2012 Dec;32(6):419–25.
186. Soares RR. Life expectancy and welfare in Latin America and the Caribbean. *Health Econ*. 2009 Apr;18(S1):S37–54.
187. Genser B, Strina A, dos Santos LA, Teles CA, Prado MS, Cairncross S, et al. Impact of a city-wide sanitation intervention in a large urban centre on social, environmental and behavioural determinants of childhood diarrhoea: analysis of two cohort studies. *Int J Epidemiol*. 2008 Aug 1;37(4):831–40.
188. Bain R, Gundry S, Wright J, Yang H, Pedley S, Bartram J. Accounting for water quality in monitoring access to safe drinking-water as part of the Millennium Development Goals: lessons from five countries. *Bull World Health Organ*. 2012 Mar 1;90(3):228–35.
189. Onda K, LoBuglio J, Bartram J. Global Access to Safe Water: Accounting for water quality and the resulting impact on MDG progress. *Int J Environ Res Public Health*. 2012 Mar 14;9(3):880–94.
190. Chan M. Universal access to water y sanitation: the lifeblood of good health. Proceedings of the Budapest Water Summit. Budapest: Budapest Water Summit; 2013. Available from: https://www.who.int/dg/speeches/2013/water_sanitation/en/
191. Organización Panamericana de la Salud. Agua y saneamiento: evidencias para políticas públicas con enfoque en derechos humanos y resultados en salud pública. Washington DC: OPS; 2011. Available from: <https://www.paho.org/hq/dmdocuments/2012/AyS-PUB-WEB-20111104.pdf>
192. Hutton G, Haller L, Bartram J. Global cost-benefit analysis of water supply and sanitation interventions. *J Water Health*. 2007 Dec 1;5(4):481–502.

193. Becerra-Posada F. Health equity: the linchpin of sustainable development. *Rev Panam Salud Publica*. 2015 Jul;38(1):1–8.
194. Miqueléz E, Lostao L, Reques L, Santos JM, Calle ME, Regidor E. Desigualdades en mortalidad total y por causa de muerte según el nivel de estudios en Navarra: hallazgos de un estudio longitudinal 2001-2008. *Rev Esp Salud Publica*. 2015 Jun;89(3):295–306.
195. Borrell C, Azlor E, Rodriguez-Sanz M, Puigpinos R, Cano-Serral G, Pasarin MI, et al. Trends in socioeconomic mortality inequalities in a southern European urban setting at the turn of the 21st century. *J Epidemiol Community Health*. 2008 Mar 1;62(3):258–66.
196. Borrell C. Inequalities in mortality according to educational level in two large Southern European cities. *Int J Epidemiol*. 1999 Feb 1;28(1):58–63.
197. Martinez C, Regidor E, Sanchez E, Pascual C, de la Fuente L. Heterogeneity by age in educational inequalities in cause-specific mortality in women in the Region of Madrid. *J Epidemiol Community Health*. 2009 Oct 1;63(10):832–8.
198. Anguita M, Alonso J, Bertomeu V, J. Gómez-Doblas J, López-Palop R, Pedreira M, et al. Proyecto de estudio sobre la situación de la enfermedad cardiovascular de la mujer en España: conclusiones y recomendaciones finales. *Rev Esp Cardiol Supl*. 2008 Jan;8(4):55D-58D.
199. Guallar-Castillón P, Pérez RF, López García E, León-Muñoz LM, Aguilera MT, Graciani A, et al. Magnitud y manejo del síndrome metabólico en España en 2008-2010: Estudio ENRICA. *Rev Esp Cardiol*. 2014 May;67(5):367–73.
200. Gutiérrez-Fisac JL, Guallar-Castillón P, León-Muñoz LM, Graciani A, Banegas JR, Rodríguez-Artalejo F. Prevalence of general and abdominal obesity in the adult population of Spain, 2008-2010: the ENRICA study: Prevalence of obesity in Spain. *Obes Rev*. 2012 Apr;13(4):388–92.
201. López-González ÁA, Bennasar-Veny M, Tauler P, Aguilo A, Tomàs-Salvà M, Yáñez A. Desigualdades socioeconómicas y diferencias según sexo y edad en los factores de riesgo cardiovascular. *Gac Sanit*. 2015 Jan;29(1):27–36.
202. Bacigalupe A, Esnaola S, Martin U, Borrell C. Two decades of inequalities in smoking prevalence, initiation and cessation in a southern European region: 1986-2007. *Eur J Public Health*. 2013 Aug 1;23(4):552–8.
203. Borrell C, Domínguez-Berjón F, Pasarín MI, Ferrando J, Rohlf s I, Nebot M. Social inequalities in health related behaviours in Barcelona. *J Epidemiol Community Health*. 2000 Jan;54(1):24–30.
204. González-Zobl G, Grau M, Muñoz MA, Martí R, Sanz H, Sala J, et al. Posición socioeconómica e infarto agudo de miocardio. Estudio caso-control de base poblacional. *Rev Esp Cardiol*. 2010 Sep;63(9):1045–53.
205. Nordahl H, Lange T, Osler M, Diderichsen F, Andersen I, Prescott E, et al. Education and cause-specific mortality: the mediating role of differential exposure and vulnerability to behavioral risk factors. *Epidemiology*. 2014 May;25(3):389–96.

206. García-Calvente M del M, Mateo-Rodríguez I, Eguiguren AP. El sistema informal de cuidados en clave de desigualdad. *Gac Sanit.* 2004 May 13;18(1):132–9.
207. Borrell C, Artazcoz L. Las desigualdades de género en salud: retos para el futuro. *Rev Esp Salud Pública*; 2008. Available from: http://www.scielosp.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1135-57272008000300001&lng=es&nrm=iso&tlng=es
208. Borrell C, Muntaner C, Benach J, Artazcoz L. Social class and self-reported health status among men and women: what is the role of work organisation, household material standards and household labour? *Soc Sci Med.* 2004 May;58(10):1869–87.
209. Artazcoz L. Combining job and family demands and being healthy: What are the differences between men and women? *Eur J Public Health.* 2004 Mar 1;14(1):43–8.
210. Andersson MA, Maralani V. Early-life characteristics and educational disparities in smoking. *Soc Sci Med.* 2015 Nov;144:138–47.
211. Jiménez-Rodrigo M. La feminización del consumo de al consumo de tabaco: ¿convergencia o desigualdad? *Rev Esp Drogodepend.* 2010;35(3):285–96.
212. World Health Organization. Gender, women and the tobacco epidemic. Geneva: WHO; 2010. Available from: https://www.who.int/tobacco/publications/gender/women_tob_epidemic/en/
213. Fidler JA, Jarvis MJ, Mindell J, West R. Nicotine intake in cigarette smokers in england: distribution and demographic correlates. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev.* 2008 Dec 1;17(12):3331–6.
214. Eek F, Östergren PO, Diderichsen F, Rasmussen NK, Andersen I, Moussa K, et al. Differences in socioeconomic and gender inequalities in tobacco smoking in Denmark and Sweden; a cross sectional comparison of the equity effect of different public health policies. *BMC Public Health.* 2010 Dec;10(1):9.
215. Jun HJ, Acevedo-Garcia D. The effect of single motherhood on smoking by socioeconomic status and race/ethnicity. *Soc Sci Med.* 2007 Aug;65(4):653–66.
216. Higgins ST, Chilcoat HD. Women and smoking: An interdisciplinary examination of socioeconomic influences. *Drug Alcohol Depend.* 2009 Oct;104:S1–5.
217. Graham H. Women's smoking and family health. *Soc Sci Med.* 1987 Jan;25(1):47–56.
218. Jarvis M, Wardle J. Social patterning of individual health behaviours: the case of cigarette smoking. In: Marmot M, Wilkinson RG. *Social Determinants of Health. Second Edition.* Oxford: Oxford Univ. Press; 1999.
219. Stuber J, Galea S, Link BG. Smoking and the emergence of a stigmatized social status. *Soc Sci Med.* 2008 Aug;67(3):420–30.

220. Gilman SE, Martin LT, Abrams DB, Kawachi I, Kubzansky L, Loucks EB, et al. Educational attainment and cigarette smoking: a causal association? *Int J Epidemiol.* 2008 Jun 1;37(3):615–24.
221. World Health Organization. Equity, social determinants and public health programmes. Geneva: WHO; 2010. Available from: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/44289>
222. Menvielle G, Boshuizen H, Kunst AE, Dalton SO, Vineis P, Bergmann MM, et al. The role of smoking and diet in explaining educational inequalities in lung cancer incidence. *JNCI J Natl Cancer Inst.* 2009 Mar 4;101(5):321–30.
223. Louwman WJ, van Lenthe FJ, Coebergh JWW, Mackenbach JP. Behaviour partly explains educational differences in cancer incidence in the south-eastern Netherlands: the longitudinal GLOBE study. *Eur J Cancer Prev.* 2004 Apr;13(2):119–25.
224. de Kok IMCM, van Lenthe FJ, Avendano M, Louwman M, Coebergh JWW, Mackenbach JP. Childhood social class and cancer incidence: Results of the globe study. *Soc Sci Med.* 2008 Mar;66(5):1131–9.
225. Banks J, Marmot M, Oldfield Z, Smith JP. Disease and disadvantage in the United States and in England. *JAMA.* 2006 May 3;295(17):2037.
226. Sidorchuk A, Agardh EE, Aremu O, Hallqvist J, Allebeck P, Moradi T. Socioeconomic differences in lung cancer incidence: a systematic review and metaanalysis. *Cancer Causes Control.* 2009 May;20(4):459–71.
227. Rod NH, Lange T, Andersen I, Marott JL, Diderichsen F. Additive interaction in survival analysis: use of the additive hazards model. *Epidemiology.* 2012 Sep;23(5):733–7.
228. Munoz MA, Rohlf I, Masuet S, Rebato C, Cabañero M, Marrugat J. Analysis of inequalities in secondary prevention of coronary heart disease in a universal coverage health care system. *Eur J Public Health.* 2006 Aug 1;16(4):361–7.
229. Garrido-Cumbrera M, Borrell C, Palència L, Espelt A, Rodríguez-Sanz M, Pasarín MI, et al. Social class inequalities in the utilization of health care and preventive services in Spain, a country with a National Health System. *Int J Health Serv.* 2010 Jul;40(3):525–42.
230. Morteruel M, Rodriguez-Alvarez E, Martin U, Bacigalupe A. Inequalities in health services usage in a National Health System scheme: the case of a Southern social European Region. *Nurs Res.* 2018;67(1):26–34.
231. Kogevinas M, Antó JM, Tobias A, Alonso J, Soriano J, Almar E, et al. Respiratory symptoms, lung function and use of health services among unemployed young adults in Spain. *Eur Respir J.* 1998 Jun 1;11(6):1363–8.
232. Pampel FC, Rogers RG. Socioeconomic status, smoking, and health: a test of competing theories of cumulative advantage. *J Health Soc Behav.* 2004 Sep;45(3):306–21.

233. Charafeddine R, Van Oyen H, Demarest S. Does the association between smoking and mortality differ by educational level? *Soc Sci Med*. 2012 May;74(9):1402–6.
234. de Mestral C, Bell S, Stamatakis E, Batty GD. Testing differential associations between smoking and chronic disease across socioeconomic groups: pooled data from 15 prospective studies. *Epidemiology*. 2019 Jan;30(1):48–51.
235. Gruer L, Hart CL, Gordon DS, Watt GCM. Effect of tobacco smoking on survival of men and women by social position: a 28 year cohort study. *BMJ*. 2009 Feb 17;338(feb17 2):b480–b480.
236. Marang-van de Mheen PJ, Davey Smith G, Hart CL. The health impact of smoking in manual and non-manual social class men and women: a test of the Blaxter hypothesis. *Soc Sci Med*. 1999 Jun;48(12):1851–6.
237. Schnohr C, Højbjerg L, Riegels M, Ledet L, Larsen T, Schultz-Larsen K, et al. Does educational level influence the effects of smoking, alcohol, physical activity, and obesity on mortality? A prospective population study. *Scand J Public Health*. 2004;32(4):250–6.
238. Lewer D, McKee M, Gasparrini A, Reeves A, de Oliveira C. Socioeconomic position and mortality risk of smoking: evidence from the English Longitudinal Study of Ageing (ELSA). *Eur J Public Health*. 2017 Dec 1;27(6):1068–73.
239. Hiscock R, Murray S, Brose LS, McEwen A, Bee JL, Dobbie F, et al. Behavioural therapy for smoking cessation: The effectiveness of different intervention types for disadvantaged and affluent smokers. *Addict Behav*. 2013 Nov;38(11):2787–96.
240. Amos A, Greaves L, Nichter M, Bloch M. Women and tobacco: a call for including gender in tobacco control research, policy and practice. *Tob Control*. 2012 Mar;21(2):236–43.
241. Torchalla I, Okoli CTC, Bottorff JL, Qu A, Poole N, Greaves L. Smoking cessation programs targeted to women: a systematic review. *Women Health*. 2012 Feb 9;52(1):32–54.
242. Dedobbeleer N, Béland F, Contandriopoulos A-P, Adrian M. Gender and the social context of smoking behaviour. *Soc Sci Med*. 2004 Jan;58(1):1–12.
243. Giskes K, Kunst AE, Ariza C, Benach J, Borrell C, Helmert U, et al. Applying an equity lens to tobacco-control policies and their uptake in six Western-European countries. *J Public Health Policy*. 2007 Jul;28(2):261–80.
244. Graham H, Inskip HM, Francis B, Harman J. Pathways of disadvantage and smoking careers: evidence and policy implications. *J Epidemiol Community Health*. 2006 Sep 1;60(2):ii7–12.
245. Lubin JH, Alavanja MCR, Caporaso N, Brown LM, Brownson RC, Field RW, et al. Cigarette smoking and cancer risk: modeling total exposure and intensity. *Am J Epidemiol*. 2007 Jun 14;166(4):479–89.

246. Jha P, Ramasundarahettige C, Landsman V, Rostron B, Thun M, Anderson RN, et al. 21st-Century hazards of smoking and benefits of cessation in the United States. *N Engl J Med*. 2013 Jan 24;368(4):341–50.

8. PUBLICACIONES CIENTÍFICAS

Artículo 1

Haeberer M, Nogueira I, Mújica OJ. Desigualdades educacionales en mortalidad y supervivencia de mujeres y hombres de las Américas, 1990–2010. Rev Panam Salud Publica. 2015;38(2):89–95 **(Estado actual: publicado)**.

Artículo 2

Mújica OJ, Haeberer M, Teague J, Santos-Burgoa C, Galvão LAC. Health inequalities by gradients of access to water and sanitation between countries in the Americas, 1990 y 2010. Rev Panam Salud Publica. 2015; 2015;38(5):347–54 **(Estado actual: publicado)**.

Artículo 3

Haeberer M, León-Gómez I, Pérez-Gómez B, Téllez-Plaza M, Rodríguez-Artalejo F, Galán I. Desigualdades sociales en la mortalidad cardiovascular en España desde una perspectiva interseccional. Rev Esp Cardiol. 2020;73(4):282–289 **(Estado actual: publicado)**.

Artículo 4

Haeberer M, León-Gómez I, Pérez-Gómez B, Téllez-Plaza M, Pérez-Ríos M, Schiaffino A, Rodríguez-Artalejo F, Galán I. Social inequalities in tobacco-attributable mortality in Spain. The intersection between age, sex y educational level. PLoS ONE 15(9): e0239866. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0239866> **(Estado actual: publicado)**.