



Universidad de Oviedo

PROGRAMA DE DOCTORADO: INVESTIGACIÓN EN MEDICINA

Evaluación de la situación de equidad en salud en Asturias a través de las desigualdades en mortalidad entre los años 2002 y 2008.

Julio César Alonso Lorenzo



Universidad de Oviedo

PROGRAMA DE DOCTORADO: INVESTIGACIÓN EN MEDICINA

Evaluación de la situación de equidad en salud en Asturias a través de las desigualdades en mortalidad entre los años 2002 y 2008.

Julio César Alonso Lorenzo



RESUMEN DEL CONTENIDO DE TESIS DOCTORAL

1.- Título de la Tesis	
Español/Otro Idioma: Evaluación de la situación de equidad en salud en Asturias a través de las desigualdades en mortalidad entre los años 2002 y 2008.	Inglés: Assessment of the status of health equity in Asturias through inequalities in mortality between 2002 and 2008.
2.- Autor	
Nombre: Julio César Alonso Lorenzo	DNI/Pasaporte/NIE:
Programa de Doctorado: Investigación en Medicina	
Órgano responsable: Comisión Académica del Programa de Doctorado Investigación en Medicina	

RESUMEN (en español)

La ausencia de equidad en salud es un problema de salud pública de primer orden. Contrariamente a lo que se podría suponer, pervive en las sociedades desarrolladas a pesar de los periodos de prosperidad económica. Para evaluar las desigualdades se utilizan distintas medidas de posición socioeconómica (PSE) que indicarían el nivel de exposición de los individuos, y se analiza si la mortalidad es diferente según la PSE. El indicador que más habitualmente se emplea es el nivel educativo, pero esto ha sido criticado por entender que no refleja con exactitud los condicionantes del estado de salud de la persona.

En Asturias no se ha realizado una evaluación global del impacto en la mortalidad de las desigualdades por clase social y otros indicadores de posición socioeconómica. Por ello nos proponemos como objetivo identificar las desigualdades en mortalidad general y por causas relevantes según la clase social ocupacional, la situación de empleo, el nivel educativo y el territorio de la población de Asturias.

Para responder al objetivo, se diseñó un estudio que permitiera evaluar las desigualdades en la mortalidad producida en la población adulta residente en Asturias registrada en el Censo de 2001. Para ello, en virtud a un convenio de cesión de datos entre la Universidad de Oviedo y el INE, se obtuvieron las características individuales básicas (anonimizadas) de las personas fallecidas entre 2002 y 2008 procedentes de la población censada. El INE suministró un fichero con 75.560 fallecimientos, que generaron 6.741.129 personas-año de tiempo de exposición.

Se realizaron tres estudios sobre la cohorte histórica: 1) En la población de 40 a 64 años se estimó el Riesgo Relativo (RR) de morir de cada categoría de PSE de las dos variables empleadas (clase socio-ocupacional y nivel educativo) con respecto a los niveles de referencia: clase social I (empresarios y altos profesionales) y el nivel de estudios universitarios; para ello se utilizó Regresión de Cox. Modelo en el que el exponencial del coeficiente suministra una estimación del RR. 2) Se estudió el impacto de la situación de estar parado con respecto a la situación de empleado y otras covariables en la población de entre 40 y 64 años de la cohorte, empleando Regresión de Poisson. 3) Contabilizando toda la mortalidad de la población mayor de 15 años se elaboró una representación en el mapa de Asturias de la distribución territorial de las razones de mortalidad estandarizada suavizadas a través de métodos bayesianos. Tanto en el trabajo de la Regresión de Cox como en la representación en mapas se obtuvieron los resultados para la mortalidad por todas las causas como por un conjunto de causas seleccionadas.

En cuanto a los resultados. El RR asociado a la clase social V era 1,87(IC95%: 1,61-2,18), a la IVb= 1,45 (IC95%: 1,61-2,18), la IVa= 1,34 (IC95%: 1,18-1,52) y IIIb= 1,44 (IC95%: 1,23-1,68), todos con respecto a la clase I, el resto de categorías de clase ocupacional no fueron significativas. En las mujeres resultó significativa la clase IVa con RR=1,47 (IC95%: 1,01-2,13). En los hombres las personas sin estudios primarios completados presentan un RR=1,99 (IC95%: 1,81-2,18), si alcanzaron el primer grado (educación primaria) RR=1,64 (IC95%: 1,51-



2,78), si finalizaron el primer ciclo de educación secundaria RR= 1,40 (IC95%: 1,29-1,52) con respecto a tener estudios universitarios. En las mujeres solo resultó significativo el no tener estudios con respecto a las universitarias, con RR = 1,37 (IC95%: 1,17-1,59).

Mostraron algún nivel de desigualdad (algún riesgo significativo de alguna de las categorías de clase social u ocupación) las causas que se indican a continuación. Entre los tumores: Estómago, recto, laringe y pulmón. En el resto de causas: VIH/sida, diabetes, enfermedad isquémica del corazón, enfermedad cerebrovascular, enfermedades crónicas de vías respiratorias bajas, cirrosis, suicidio y accidentes de tráfico.

Se detectó un efecto intenso del desempleo sobre la mortalidad en el periodo de estudio, especialmente acusado en los hombres, en los que el riesgo de morir se duplica con respecto a los hombres con ocupación laboral de Asturias.

Los mapas mostraron algún patrón geográfico, especialmente en las cuencas mineras con excesos de mortalidad para varias causas, y en el occidente de Asturias para suicidios y accidentes de tráfico.

Como conclusión, existen notables desigualdades respecto a la muerte según la posición socioeconómica. Este fenómeno es muy claro en los hombres y no se muestra con nitidez en el caso de las mujeres, por lo que se necesitaría precisar una revisión del marco conceptual de las desigualdades para entender mejor las diferencias.

RESUMEN (en Inglés)

The absence of equity in health is a public health problem of the first order. Contrary to what one may suppose, it continues to exist in developed societies in spite of periods of economic prosperity. In order to evaluate this inequity, a variety of measurements of socio-economic position (SEP) are used, indicating the level of exposure of individuals. Mortality will be analyzed to see if it differs in relation to socio-economic position. The most common indicator is the level of education. However, this has been criticized as it does not take into account precisely the other conditioning factors that affect a person's state of health.

In Asturias there has been no global evaluation of the impact on mortality of the inequity between social classes and socio-economic position. Therefore, we have set ourselves the task of identifying the inequities in general mortality and relevant causes according to occupational social class, state of employment, level of education and geography of the Asturian population.

To attain our objective, a study was designed which will enable us to evaluate the inequities in mortality in the adult population of Asturias as registered in the 2001 census. By virtue of an agreement between INE and the University of Oviedo we were provided with the basic individual characteristics of the people (anonymized) who died between 2002 and 2008, extracted from the census. The INE provided a list of 75,560 deaths, which generated 6,741.129 person-years at risk.

Studies were carried out into the historic cohort: 1) Amongst people between the ages of 40 and 64 years the relative risk was calculated in each category of socio-economic position of the two variables used (socio-occupational class and level of education) with regards to what are considered references. Social class 1 (business people and high level professionals) and level of university studies, for which Cox's Regression was used. In this model of regression the exponential of the coefficient provide an estimate of relative risk. 2) The impact of unemployment was studied in contrast with being employed and other co-variables in the adult population between 40 and 65 years of the cohort, the Poisson Regression was used. 3) Taking into account the mortality of the adult population over the age of 15, the information was then presented on a map of Asturias showing the geographical distribution of the standardized mortality ratio, these were smoothed according to Bayesian methods in order to minimize the impact of instability in the rates in the smaller areas. Both the Cox regression work and the presentation on maps produced results for all causes mortality and for a group of selected causes.



With regard to the results. The relative risk of belonging to social class V was 1.87 (IC93%: 1.61-2.18), to class IV, it was 1.45 (IC95%:1.01-2.18). Class IVa was 1.34 (IC95%:1.18-1.52), and IIIb was 1.44 (IC95%:1.23-1.68), all in relation to class I. The other categories of occupational class did not produce significant results, although class IVa showed significant results in women with a relative risk of 1.47 (IC95%:1.01-2.13). In men, those who had not completed primary education showed a relative risk of 1.99 (IC95%:1.18-2.18) in contrast to 1.64 (IC95%:1.51-2.78) for those who had. If they had completed secondary education their relative risk was 1.40 (IC95%: 1.29-1.52) in comparison to university graduates. In women the only significant result was the difference between in relative risk between those who did not have university studies and those who did. The relative risk was 1.37 (IC95%:1.17-1.59). The following list of causes showed inequity (a significant risk to one of the categories of social or occupational class): Among tumours: stomach, esophagus, larynx and lung. In the other causes, HIV/AIDS, diabetes, cirrhosis, chronic lower respiratory diseases (except asthma), suicide and traffic accidents.

There was a dramatic effect of unemployment on mortality rates in the period of this study, especially marked in men, for whom the risk of death is pronounced, double that of men who are in employment in Asturias.

The map shows a geographical pattern especially in the mining regions, as a result of several causes, and in the west of Asturias due to suicides and traffic accidents.

In conclusion, there is a notable level of inequity regarding mortality according to socio-economic position. Although this phenomenon is very clear amongst men, it is not seen with the same clarity in the case of women, for which we would need a revision of the conceptual parameters of inequalities in order to better understand the disparity.

AGRADECIMIENTOS

La noche se hace
cada vez más pequeña
quizás no quepa
la luna

Dulce Chacón

Este trabajo es el fruto de diferentes estímulos que he recibido a lo largo de mi vida. Debo citar en primer lugar al difunto profesor Antonio Cueto por motivarme a penetrar en el mundo de la desigualdad. Le debo no solo la dirección docente inicial del trabajo sino también una forma de afrontar la enfermedad, que ahora sé que es al mismo tiempo una forma de afrontar la vida.

A Francisco Viciano, que con sus conocimientos y experiencia, y que superando la distancia y la falta de tiempo, me ha ayudado a desvelar algunas de las realidades que se encuentran detrás de los números, sin su apoyo este trabajo no habría sido posible. Al profesor Radhamés Hernández, porque con su experiencia ha sabido ayudarme a llevar este trabajo a buen puerto, a pesar de las muchas dificultades por las que hemos atravesado.

Este trabajo es fruto de un convenio de cesión de datos entre la Universidad de Oviedo y el INE. Mi agradecimiento a Javier Galán de SADEI por ayuda en las primeras fases de este proyecto, y a Luis Colmenero, delegado del INE en Asturias por su interés en que saliera adelante.

La base de mis conocimientos de Salud Pública, que he intentado aplicar en este proyecto, los adquirí en la Maestría de Salud Pública del Instituto de Ciencias Médicas de La Habana; allí conocí profesores y compañeros que me han acompañado hasta ahora, tanto en lo profesional como en lo personal, mi agradecimiento al “profe” Luis Carlos Silva y mis compañeros de curso, especialmente mis colegas de Maestría Aquilino y María.

Muchos de los contenidos que se encuentran en este texto son fruto de las reflexiones, debates y lecturas comunes de un grupo de amigos que comenzamos escribiendo una revista en la Facultad de Medicina de Oviedo siendo estudiantes, este proyecto es en gran medida suya: Angel, Lola, Mar y Patricio. Especialmente a Patricio por sus correcciones y consejos para la redacción final.

Mi agradecimiento a mi padre y mi a madre, porque siempre apoyaron mis proyectos laborales, y mi pesadumbre por la ausencia de mi padre (Julio) para presenciar esta etapa.

A Begoña, por su serenidad, su apoyo y tantas cosas que me permiten afrontar cada reto que se presenta. Y para Pablo y David, al final todo lo que construyamos será para ellos...

Pero levántate,
tú, levántate,
pero conmigo levántate
y salgamos reunidos
a luchar cuerpo a cuerpo
contra las telarañas del malvado,
contra el sistema que reparte el hambre,
contra la organización de la miseria.

Pablo Neruda

ÍNDICE

I.	INTRODUCCIÓN.....	5
I.1.	Equidad, su implicación en el ámbito de la salud	7
I.1.1.	En concepto de equidad: alter ego de la desigualdad	7
I.1.2.	Modelos explicativos de la desigualdad en salud	15
I.2.	Instrumentos empleados para identificar las desigualdades socioeconómicas	26
I.2.1.	Revisión de los instrumentos de medición de la posición socioeconómica	26
I.2.2.	La medición de la clase social en los estudios de desigualdades	30
I.2.3.	El uso de patrones geográficos para detectar desigualdades	39
I.3.	El empleo de la mortalidad en los estudios de desigualdades.....	42
I.4.	Situación de Asturias en el periodo de estudio.....	47
I.4.1.	Contexto general, empleo y clases sociales.....	47
I.4.2.	Pobreza, sistemas de protección social y de atención sanitaria	50
I.4.3.	Estructura, dinámica y distribución territorial de la población en Asturias.....	52
II.	JUSTIFICACIÓN	57
III.	OBJETIVOS	63
IV.	METODOLOGÍA.....	65
IV.1.	Diseño del estudio y manejo de datos.....	66
IV.2.	Variables.....	67
IV.3.	Análisis estadístico	71
V.	RESULTADOS	77
V.1.	Descripción de la población de estudio	79
V.2.	Mortalidad general según posición socioeconómica	84
V.3.	Mortalidad por causas según posición socioeconómica	89
V.3.1.	Mortalidad por grandes grupos de causas	89
V.3.2.	Mortalidad por causas seleccionadas	91
V.3.3.	Indices de desigualdad	111

V.3.4. Desempleo y mortalidad	112
V.4. Distribución geográfica de la mortalidad general y por causas	117
VI. DISCUSIÓN	119
VI.1. Desigualdades en la mortalidad general	121
VI.1.1. Mortalidad según el nivel educativo	121
VI.1.2. Mortalidad según la distribución socio-ocupacional.....	124
VI.2. Desigualdades en la mortalidad por causas.....	131
VI.2.1. Las desigualdades en la mortalidad por grandes grupos	131
VI.2.2. El modelo de discusión de las desigualdades en la mortalidad por causas detalladas.....	131
VI.2.3. Desigualdades en la mortalidad por VIH-SIDA.....	132
VI.2.4. Desigualdades en la mortalidad por tumores	134
VI.2.5. Desigualdades en la mortalidad por diabetes mellitus.....	140
VI.2.6. Desigualdades en la mortalidad por enfermedad isquémica del corazón	141
VI.2.7. Desigualdades en la mortalidad por enfermedad cerebrovascular	144
VI.2.8. Desigualdades en la mortalidad por enfermedades crónicas de las vías respiratorias inferiores (excepto asma).....	145
VI.2.9. Desigualdades en la mortalidad por cirrosis y por otras enfermedades crónicas del hígado	146
VI.2.10. Desigualdades en la mortalidad por suicidio y lesiones autoinflingidas	147
VI.2.11. Desigualdades en la mortalidad por accidentes de tráfico.....	148
VI.3. Desempleo y mortalidad	150
VI.4. Desigualdades geográficas	155
VI.5. Sobre las desigualdades en la mortalidad de las mujeres	157
VI.6. Limitaciones del estudio	159
VI.7. Consideraciones finales	160
VII. CONCLUSIONES.....	165
VIII. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS	169
IX. ANEXOS	185
X. MAPAS.....	241

I. INTRODUCCIÓN

I.1. Equidad, su implicación en el ámbito de la salud

I.1.1. En concepto de equidad: alter ego de la desigualdad

La equidad es un concepto relativamente reciente, en relación con su connotación sobre la salud, el término con esa singularidad fue acuñado en la década de los noventa del siglo XX por Margaret Whitehead en un informe técnico para la Oficina Regional para Europa de la Organización Mundial de la Salud (OMS) (Whitehead, 1990). En todo caso la naturaleza del problema que aborda, la ausencia de equidad, no es otro que el de la desigualdad, en este caso focalizada hacia la que se produce en el ámbito de la salud, aunque no centrado exclusivamente en lo relacionado con la atención sanitaria.

El problema de la desigualdad y su impacto en la denominada equidad en salud no es nuevo, la desigualdad en genérico es en realidad la expresión de las desigualdades sociales, que de hecho se remontan a la existencia de sociedades diferenciadas. Existen dos tesis principales sobre este fenómeno, el planteamiento de que de alguna manera las desigualdades son justas, necesarias e inevitables, y otra que las considera injustas e innecesarias. Según Lenski (1993) la primera posición sería la “tesis conservadora”, mientras la segunda posición respondería a la denominada “antítesis radical”, estas dos visiones habrían coexistido a lo largo de la historia. Pero este fenómeno de carácter universal adquiere un carácter especial en el tránsito de las sociedades feudales a la edad moderna, en este periodo la transformación de las formas de producción y de intercambio de mercancías y los cambios en las estructuras sociales abocan a la aparición de un nuevo actor: el Estado; la existencia de un poder público sobre un territorio y población que garantice determinadas funciones sobre la base del “acuerdo entre partes” que pretenden garantizar una serie de aspectos de la vida. En este periodo se mantiene la pugna entre la concepción conservadora, que podría estar representada por las tesis de Adam Smith y Ricardo, e incluso por los planteamientos de los darwinistas sociales. La perspectiva de la “antítesis radical” es representada en este contexto por las teorías de Marx, que sitúan las causas de la desigualdad en las propias formas de producción del capitalismo.

La situación a lo largo de siglo XX se explica de igual manera, se produce el auge de los enfoques funcionalistas herederos de las tesis conservadoras, que postulan que los sistemas de estratificación surgen de la necesidad de recompensar a las personas más destacadas y con “funciones” clave en el entramado y la gestión de la sociedad, en palabras

de Parsons (1967, p. 64) : “la estratificación es necesaria y es una pauta caracterizada por la autoridad moral”. Contrariamente a estos planteamientos, se desarrollaron otros enfoques en el terreno de la “antítesis radical” de Lenski, entre ellos destacaría la corriente socio-histórica que propone que la desigualdad es el resultado de las formas de producción y de los sistemas de relaciones de poder entre los distintos grupos de población. Otra particularidad de este periodo, es que el propio concepto de igualdad desborda los límites que tenía inicialmente, durante los siglos precedentes los movimientos igualitarios habían luchado por combatir la desigualdad legal, mientras que en el siglo XX se pone de manifiesto que la igualdad jurídica no implica la igualdad social en un sentido amplio, estas tesis han sido desarrolladas ampliamente desde distintas corrientes de pensamiento, una de las expresiones más nítidas en este sentido es la aportación del premio Nobel de economía en 1988 Amartya Sen, que postula una visión amplia de la igualdad, de forma que la riqueza generada colectivamente debe ser accesible a toda la población y que deben garantizarse las condiciones básicas de existencia (Sen, 1995).

El debate sobre la inequidad/desigualdad en salud incorpora dos nuevos elementos a partir de finales del siglo XX: se suscita el interés en torno a la pobreza y se incorpora en el debate sobre la inequidad los aspectos relacionados con el género como factor fuertemente implicado en las desigualdades, especialmente las sanitarias. El debate sobre la pobreza (su conceptualización, medición y mecanismos para combatirla), que fue promovido por el Banco Mundial (The World Bank, 1990), desplazó el eje de la discusión sobre la desigualdad social, desde las diferencias en las condiciones de vida y de trabajo entre grupos poblacionales hacia el concepto de pobreza, que tiene un carácter descriptivo e independiente del contexto social y político en que se produce el fenómeno. Por otra parte, en este periodo se van consolidando las posiciones que sitúan al género como uno de los factores relevantes en la expresión de las desigualdades, lo notable de este conocimiento es que aporta un nuevo enfoque en las líneas de investigación y ayuda a una mejor comprensión del fenómeno con elementos que hasta el momento no se habían tenido en cuenta (Verbrugge, 1985) .

Siempre ha existido relación entre la desigualdad social y el proceso salud-enfermedad. Las condiciones de bienestar y las formas e intensidad de atención a las situaciones de enfermedad (en la modalidad que fuera) han estado claramente diferenciadas entre los grupos sociales en todas las sociedades clasistas a lo largo de la Historia. Existen referencias desde el Mundo Clásico, ya en épocas más recientes Bernardino Ramazzini en su obra *De morbis artificum diatriba* muestra las penosas condiciones de salud de los artesanos (Ramazzini, 2012). Otra muestra de esas diferentes condiciones sociales y su

impacto sobre las enfermedades se muestra en la obra de Virchoff que llega a declarar: “Lo que sometemos a tratamiento no son enfermedades, sino condiciones...”; la figura de Virchoff personifica un nuevo movimiento denominado la corriente médico-social europea que será uno de los pilares de la Medicina Social (Rosen, 1984) y una referencia directa de lo que actualmente se denomina Epidemiología Social. La Revolución Industrial provocó una profunda ruptura en las estructuras sociales, además de sustanciales transformaciones en el hábitat del ser humano en los territorios que alcanzó el proceso industrializador; esta situación fue representada con claridad por Federico Engels (Engels, 1979) que describió las condiciones de vida de la nueva clase trabajadora y la ausencia de salubridad de las ciudades. A lo largo del siglo XX, especialmente con posterioridad a la Segunda Guerra Mundial surge una corriente en Europa Occidental que pretende hacer que la totalidad de la población se beneficie de los recursos de las naciones y que se garantice el acceso a servicios básicos que permitan “una vida digna”, es el surgimiento del Estado del Bienestar. Este fenómeno pretendía explícitamente crear una sociedad más justa, de alguna manera menos desigual en acceso a seguridad y bienes; pero no debe obviarse que estos grandes retos sociales en el fondo pretendían competir con los supuestos o previsibles logros de las sociedades socialistas que se crean en Europa del Este a partir de 1945 a imitación del modelo creado tras la Revolución de Octubre. El modelo de Estado del Bienestar se desarrolló con diferente intensidad en cada país, por ejemplo, en el caso de España apenas presenta algunos esbozos hasta el asentamiento de la reforma democrática iniciada en 1977, con resultados bastante limitados (Navarro, 2004). Los últimos años del siglo XX se caracterizan por el inicio del cuestionamiento, en mayor o menor medida, del modelo del Estado del Bienestar, posiblemente en relación con las consecuencias de la Crisis del Petróleo de 1975 (Piketty, 2014) y del deterioro de los países del modelo socialista. El debate que se produce en esos momentos tiene como polos los indicados por Lenski: un enfoque socio-médico funcionalista, basado en las posiciones sobre la estratificación social y un modelo médico-social que pretende una explicación social e histórica de las relaciones entre las desigualdades y la salud.

En esta breve introducción del marco histórico, que pretende señalar las características del marco conceptual en que se desarrolla el debate en torno a las desigualdades en salud procede realizar un resumen que presente cuáles son las posiciones más caracterizadas en la discusión sobre los condicionantes del proceso salud-enfermedad. Emplearemos la clasificación propuesta por Arredondo (Arredondo, 1992) con algunas matizaciones postuladas por Almeida (Almeida & Rouquaryol, 2008), y nos ceñiremos a aquellas corrientes contemporáneas y a aquellas que anteceden a los desarrollos teóricos actuales. En muchos casos se trata de teorías que se superponen, ya que una surge del desarrollo de

la anterior sin llegar a contradecirla plenamente, por ello pueden presentarse como sincrónicas aunque una sea el desarrollo (y hasta la negación) de la anterior.

El **Modelo Multicausal** de la enfermedad sería el primer gran avance de mediados del siglo XX, el estado de salud-enfermedad vendría dado por la influencia simultánea de tres factores: agente, huésped y ambiente; en el modelo no se indica el peso de cada elemento, el aspecto social queda difuminado en el término “ambiente”, y aunque esta tríada tiene un fuerte poder explicativo y se sigue empleando, en gran medida por su sencillez, da lugar a una visión biologicista y en definitiva pobre sobre la complejidad del problema; los representantes más genuinos de este modelo serían Leavell y Clark (Leavell & Clark, 1953). El **Modelo Epidemiológico** incorpora en el modelo multicausal la “red de la causalidad”, este modelo surge en la década de los 60 del siglo pasado y el elemento central del análisis es la identificación de los denominados Factores de Riesgo; su representante más destacado sería MacMahon (Mac Mahon & Pugh, 1981), según Arredondo si bien es cierto el gran impacto de la teoría de los factores de riesgo y que estos esquemas de causalidad se presentan en las publicaciones de referencia de Epidemiología, presenta la limitación de que lo biológico y lo social aparecen como factores indiferenciables. En la década de los setenta también se desarrolla el **Modelo Ecológico**, cuya figura más representativa sería Mervin Susser (Susser, 1991), que postula que el proceso salud-enfermedad resultaría de la interacción agente-huésped-ambiente en un contexto tridimensional que establece relaciones entre todos los elementos, un desarrollo teórico posterior sería el “**Modelo Ecosocial de la distribución de la enfermedad**” desarrollado por Krieger (Krieger, 2001). También en los años setenta se desarrolla la denominada **Teoría Histórico-Social**, que postula que los diferenciales en salud-enfermedad guardan estrecha relación con el contexto histórico, el modo de producción y las clases sociales; este modelo introduce algunas categorías para aplicar en la Epidemiología y plantea que los enfoques habituales de ésta reducen la complejidad de la relación salud-enfermedad (Breilh, 2013). El denominado **Modelo Económico** incorpora la teoría del capital humano en los determinantes de la salud-enfermedad, de forma que los ingresos económicos, los patrones de consumo, los estilos de vida, el nivel educativo y los riesgos ocupacionales son las variables que entran en juego, incorpora el valor económico en el estudio del proceso salud-enfermedad y sus determinantes; esta propuesta es paralela al surgimiento de la moderna Economía de la Salud (Mills & Gilson, 1988). El **Modelo Interdisciplinario** interpreta el estado salud-enfermedad como un producto de la interacción de factores que operan jerárquicamente, presentado unos determinantes básicos a nivel sistémico (como el ambiente o el genoma), determinantes estructurales a nivel socio-estructural (estratificación social, mecanismos de redistribución de la riqueza...), determinantes próximos a nivel institucional-familiar (como

los estilos de vida o los sistemas de salud) y a nivel individual el propio estado de salud. Esta formulación se propone a partir de los años noventa (Frenk, Bobadilla, Stern, Frejka, & Lozano, 1991) y es uno de los precedentes de los modelos de los determinantes que se han desarrollado a principios del siglo XXI.

Como ya se ha comentado, el debate sobre la equidad no es otro que el de la desigualdad. Pero el término equidad se ha convertido en exitoso y es una de las ideas supuestamente o pretendidamente rectoras en muchos de los planteamientos sobre los sistemas sanitarios y de la propia configuración de las estructuras estatales. Por este motivo intentaremos a continuación presentar las razones de su fuerza argumental e introducir las implicaciones del término.

La primera razón de la fuerza del término "equidad" la podríamos denominar "tecnológica", sería el resultado de la observación de las diferencias ante el fenómeno del enfermar y el grado de intensidad en que se realiza esa observación. En una primera aproximación puramente fenomenológica la enfermedad puede ser considerada como un acontecimiento singular, con independencia de las características comunes para una misma dolencia y cuyo operador lógico teórico sería igualdad/diferencia. Una aproximación más detallada hace que los padecimientos y dolencias sean constituidas como unos entes específicos denominados "enfermedades" a través de su estudio con los instrumentos científicos disponibles y se clasifican como fenómenos de colectivos humanos, aquí el operador sería la igualdad/desigualdad en sentido matemático; así que de igual manera que las especies animales y vegetales fueron clasificadas, las dolencias han sido denominadas en función de la identificación de signos y síntomas comunes en ciertos individuos como apunta Foucault en *El Nacimiento de la clínica* (2007). Un enfoque con mayor profundidad del fenómeno se produce cuando se considera la dimensión colectiva de la "enfermedad" más allá de la clínica, en ese sentido se registran diferencias en relación a lugar, sexo y edad en un momento inicial, para después buscar las diferencias entre etnias, estratos socio-económicos o clases sociales; así la búsqueda de asociaciones entre expuestos y no expuestos implica la identificación de semejanzas entre individuos y de diferencias entre grupos, este análisis ya corresponde a la Epidemiología. Pero no basta con contar con los instrumentos metodológicos, como los que ha construido a lo largo del tiempo la Epidemiología, el estudio de las desigualdades necesita contar con un cuerpo teórico que relacione esas diferencias con los procesos colectivos en los que se dan y que son el origen de esas desigualdades, en caso contrario la Epidemiología podría limitarse, como de hecho ha ocurrido, a dar cobertura a las teorías basadas en los riesgos individuales.

Un segundo factor de éxito vendría dado por el desarrollo del debate social en torno a la justicia y la existencia de desigualdades inadmisibles respecto al estado de salud. Según Amartya Sen (1995) en el mundo contemporáneo es imposible mantener una teoría de la justicia que no incluya el valor de la igualdad en alguna de sus facetas. Pero la noción abstracta de la igualdad necesita ser concretada, y en esa concreción será la que permita valorar a qué tipo de igualdad nos referimos, en nuestro caso la relacionada con la equidad en salud. La argumentación sobre la necesidad de los planteamientos en pro de la equidad se sustenta sobre la afirmación de que la salud es una de las condiciones más importantes del ser humano, ninguna concepción de la justicia social podría ignorar el papel de la salud en la vida humana, así que la equidad en los resultados y la distribución de la salud queda incorporada en un concepto más amplio de justicia. Ejemplifica esta situación considerando particularmente grave que una enfermedad pueda no ser prevenida o tratada por motivos sociales (como la pobreza), ya que esto afectaría de forma especialmente negativa en la justicia social. Sen (2002) rechaza las posiciones de economistas utilitaristas y hace aportaciones relevantes en la construcción teórica de la equidad en salud: indica la necesidad de superar el ámbito de la equidad a la distribución de la atención sanitaria y plantea la de adentrarse en otros factores que afectan a la salud, tales como la genética, los ingresos económicos, los hábitos alimentarios o las condiciones de trabajo.

Un tercer factor que influye sobre la preocupación por la equidad, puede devenir de las limitaciones que el desarrollo de las tecnologías sanitarias han mostrado para resolver las enormes deficiencias en la mejora de la situación global de salud. De esta manera, ampliar la visión del fenómeno salud-enfermedad sería un elemento favorecedor de una mayor eficiencia de las inversiones en salud (R. G. Evans & Stoddart, 1996). El último cuarto del siglo XX se publicó una cantidad relevante de estudios que destacaban las enormes diferencias en términos de salud que estaban ocultas tras los indicadores no específicos que se empleaban y sobre su impacto en los resultados en salud de diferentes comunidades y países. Estos trabajos que significan el surgimiento de la moderna Epidemiología Social (Nancy Krieger, 2002) en realidad recuperan una tradición de un sector de la medicina que entendía que las raíces de los problemas de la salud residían en las condiciones sociales y que estaría representado en figuras como Peter Frank o Rudolf Virchoff (Rosen, 1984).

Durante la década de los años ochenta del siglo pasado se desarrollan trabajos que llamaban la atención sobre las desigualdades, algunos recuperaron la tradición de la Medicina Social (Mckeown & lowe, 1984) y otros presentaban resultados empíricos (Morris, 1979), tuvieron especial relevancia los resultados del Proyecto Whitehall de seguimiento de los resultados en salud y factores de riesgo de una cohorte de funcionarios en Inglaterra

(Marmot, Shipley & Rose, 1984) y la llamada de atención que representó la publicación del Informe Black en el Reino Unido (Townsend & Davison, 1982). Estos serían los antecedentes que inducen la preocupación por las desigualdades que se expresa durante los años noventa, y dará lugar a la aparición de estudios que abordan el problema desde diferentes ángulos y que fueron llevando a un progresivo interés por las desigualdades que afectaban a la salud e introduciendo el debate en la comunidad científica (Wilkinson, 1994; Kunst & Mackenbach, 1994; Marmot, Ryff, Bumpass, Shipley & Marks, 1997; Woodward & Kawachi, 2000)

A pesar de este debate, que tuvo repercusión especialmente en Europa, no se logró que se introdujera formalmente en esos momentos la equidad en la discusión sanitaria global; como ejemplo baste indicar que entre los objetivos específicos de la *“Estrategia Mundial de la Salud para Todos en el Año 2000”* presentados por la OMS en 1981 no figuraba explícitamente el término equidad. Los estudios previos sobre desigualdades se retomaron cuando se hicieron palmarias las limitaciones de los modelos que se proponían hasta ese momento, es entonces cuando se lanza una estrategia global a través de una iniciativa de la OMS en 2005.

En el ámbito institucional, la equidad no comenzó a estar en la agenda política hasta finales del siglo XX, y como hemos señalado, especialmente en Europa. En 1984 la Oficina Regional de Europa de la OMS tomó la iniciativa de la convocatoria de la Conferencia de Promoción de Salud, que tenía como eje central la equidad, mostrando que ya en ese momento existía esa inquietud que se expresará en diferentes documentos y propuestas. Es esencial el papel de la Oficina Regional de Europa de la OMS, y de singular importancia los documentos que se generan para conceptualizar y reivindicar la importancia de la "Equidad en Salud". En el terreno de las instituciones europeas se produjo un cambio de la perspectiva: de una visión en la que se consideraba que los cambios en la salud de la población se producían de forma lenta, se pasó a la constatación de que el estado de salud de la población podría verse afectada de forma drástica por cambios estructurales, en esto tuvo especial influencia el estudio del impacto del declive de las estructuras de protección sobre el impacto en salud en la Unión Soviética (Bobak & Marmot, 1996).

En cuanto a la definición del término equidad, le referencia fundamental sería, como se ha comentado, el documento *“The concepts and principles of equity and health”* de Margaret Whithead (1990) en el que se propone una definición. Lo primero que habría que señalar en la discusión sobre el debate terminológico y conceptual es que en la traducción oficial al castellano el título es *“Conceptos y principios de igualdad y salud”*, sin referirse a la equidad. En el documento se indica que el término *“desigualdad”* se refiere a diferencias que son

“innecesarias y evitables, pero que además se consideran injustas”, además el documento señala que para caracterizar una situación como desigual habría de examinarse y juzgarse la causa como injusta, en el contexto de lo que está ocurriendo en el resto de la sociedad. Es importante para la discusión la nota aclaratoria que presenta el documento traducido al castellano. Se señala que el término desigualdad es utilizado en ciertos países para señalar diferencias sistemáticas, evitables e importantes, pero señala la ambigüedad del término ya que en ocasiones se emplea en un sentido de injusticia y en otros entornos para designar diferencias en el puro sentido matemático; como añadido se indica que en ciertos idiomas (caso del castellano) hay una sola palabra para designar lo que en idioma inglés serían los términos “inequality” e “inequity”, para evitar confusiones los documentos de la OMS en su Estrategia de Salud para Todos proponían utilizar los términos “igualdad (equity)” y “desigualdad (inequity)”. En un documento posterior de Whitehead (1992), en el orden terminológico propugna distinguir diferencias o disparidades (*differences or disparities*) de inequidades (*inequalities*) en salud, siendo estas últimas las diferencias evitables e injustas.

La definición de Whitehead ha sido criticada por ambigua, y por centrarse en dos cuestiones extremadamente complejas: la evitabilidad y el concepto de justicia, especialmente este último. Aunque posteriormente Whitehead publicó otro trabajo centrado en cuestiones éticas, no es ahí donde mejor se puede profundizar en el concepto. El documento inicial de la OMS tenía referencias a otras aportaciones, pero la discusión quedó abierta. Las bases conceptuales del enfoque de justicia a que se refiere Whitehead se apoyarían especialmente en el enfoque del filósofo John Rawls que se basa en la igualdad de oportunidades y en la distribución homogénea de bienes y servicios para atender las necesidades básicas (Rawls, 1999).

Barbara Starfield desarrolló el concepto de equidad de Whitehead e intentó superar la orientación predominante hacia el papel de los servicios que prestan asistencia sanitaria (Starfield, 2001); en todo caso consolidó la idea de que la equidad en los servicios sanitarios implica que no haya diferencias en los servicios prestados cuando las necesidades son las mismas (equidad horizontal) y que donde hay mayores necesidades de salud son prestados servicios sanitarios de mayor intensidad (equidad vertical). Posteriormente Macinko y Starfield señalan que incluir la justicia en el concepto de equidad provoca problemas operacionales ya que obliga a realizar juicios de valor (Macinko & Starfield, 2002), y postulan la definición que quedó adoptada por la International Society for Equity in Health (ISEqH) (<http://www.iseqh.org>): La equidad corresponde con la ausencia de diferencias sistemáticas potencialmente evitables (remediables) en uno o más aspectos de la salud en grupos o subgrupos de poblaciones definidos social, económica, demográfica o geográficamente. Esta será la definición en la que sustentaremos el trabajo a desarrollar, con independencia

de la amplitud, las apreciaciones o los matices que puede tener el propio concepto de equidad en salud y que se discutirán más adelante.

I.1.2. Modelos explicativos de la desigualdad en salud

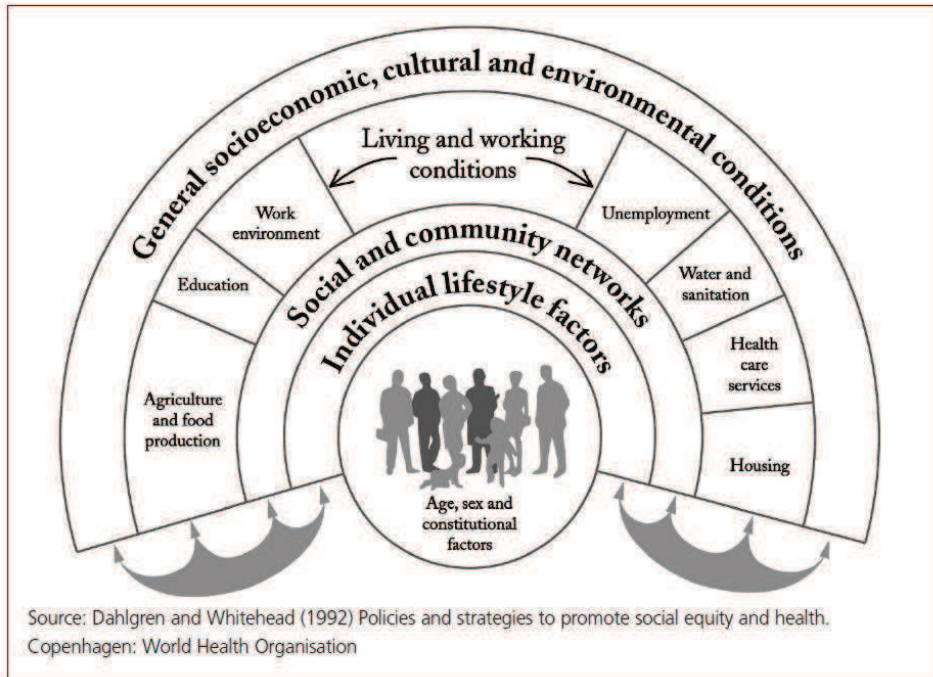
En este apartado pretendemos presentar el estado del conocimiento sobre los factores que explican la inequidad en salud, una vez que hemos identificado cuál es el marco conceptual en el que nos desenvolvemos respecto al término y cuáles son los debates que lo rodean. Lo primero que debe señalarse es que los modelos explicativos de la inequidad en salud caminan parejos a las diferentes visiones sobre los condicionantes del proceso salud-enfermedad ya comentados, a pesar de que no es lo mismo la causalidad en el proceso de enfermedad que la causalidad de las desigualdades en salud. Otro aspecto previo que debe destacarse es la especificación sobre a qué nos referimos cuando hablamos de modelo explicativos, en nuestro caso nos plantearemos la aproximación que está teniendo una mayor relevancia pública en la actualidad, en virtud de la apuesta que hizo la OMS por este enfoque durante el primer decenio del siglo XXI; este planteamiento se centra en el Modelo de Determinantes Sociales, entendiendo éstos como “las características específicas y las vías mediante las cuales las condiciones sociales afectan a la salud” (Krieger, 2002). Este enfoque indica que básicamente vivimos, enfermamos y morimos en función de la manera desigual en que el entorno (preponderantemente el entorno social) nos afecta. Enlazando con la definición de equidad podríamos decir que según este enfoque los determinantes sociales crearían desigualdades en salud que podrían ser consideradas injustas o inevitables. Es importante la clarificación de que los determinantes (directamente o a través de mecanismos intermedios) afectan indudablemente al proceso salud-enfermedad, pero no siempre tienen por qué generar desigualdades en salud (inequidades), para comprender el modelo es necesario distinguir entre los Determinantes Sociales y su desigual distribución como explicación de las inequidades (Graham, 2004) .

Durante los años noventa del siglo pasado se fue acumulando conocimiento empírico sobre la realidad de las desigualdades en salud en diferentes ámbitos: entre las naciones, entre regiones dentro de los países y entre las personas dentro de cada país. Tiene especial importancia la consolidación del conocimiento sobre la existencia del “gradiente social” (Marmot, 2004). Además proliferan los trabajos teóricos sobre los modelos explicativos de las desigualdades en los resultados de salud. En este contexto académico, con los antecedentes de experiencias políticas nacionales y supranacionales en la reducción de

desigualdades en salud (Carr-Hill, 1994; Mackenbach, 1994; Doorslaer et al., 2000), y ante la limitación de los modelos previos para establecer políticas que fueran eficaces en la mejora de las condiciones de la salud de la población, la OMS creó en 2005 la Comisión de Determinantes Sociales de la Salud (CDSS) como iniciativa del Director General Lee Jong-wook (2004). De esta forma en 2005 se constituye en Santiago de Chile la CDSS bajo la presidencia de Michel Marmot, la Comisión contaba con 17 subcomisiones presididas por persona relevantes del ámbito político y académico mundial que abordaban diferentes aspectos sobre las causas sociales que generan desigualdades en salud y los mecanismos para su reducción; además se crearon redes de conocimiento con el objetivo de resumir todo el saber disponible sobre aspectos específicos. Como señalaba Lee Jong-Wook (2005, p. 1006): “necesitamos conocer y actuar sobre las causas de las causas de la salud-enfermedad”.

Los antecedentes teóricos que se emplearon para el modelo definitivo de la CDSS fueron diversos, citaremos algunos de ellos y nos centremos en alguna de las propuestas por su interés intrínseco en la interpretación del origen de las desigualdades en salud y la frecuencia de su utilización. Alguno de los modelos que influyeron en la elaboración del documento fueron los propuestos por Dahlgren y Whitehead (Dahlgren & Whitehead, 1992), el modelo de Mackenbach (Mackenbach, Mheen & Stronks, 1994), el de Marmot y Wilkinson (Acheson, 1998) y el Diderschen y Hallqvist (Evans, Whitehead, & Diderichsen, 2001). Nos detendremos en comentar el propuesto por Dahlgren y Whitehead, por que ha tenido una vida relativamente autónoma del documento de la CDSS y por que los demás serán comentados en la presentación del modelo de la CDSS. El modelo de Dahlgren y Whitehead (Figura 1) presenta las desigualdades sociales como resultado de las interacciones entre distintos niveles de condiciones causales, desde el individuo hasta las comunidades y el nivel de las políticas sanitarias nacionales. Las personas se encuentran en el centro del diagrama, y la edad, el sexo y los factores genéticos influyen sobre el potencial sobre la salud; la siguiente capa representa las influencias sociales y de la comunidad, estas interacciones influyen sobre los comportamientos personales de la capa inferior; en el siguiente nivel se encuentran los factores relacionados con las condiciones de vida y de trabajo, los suministros de alimentos y el acceso a establecimientos y servicios esenciales; las condiciones económicas, culturales y ambientales de la sociedad abarcan los demás niveles, de forma que condiciones como la situación económica se relacionan con cada una de las demás capas.

Figura 1. Modelo de determinantes de la salud de Dahlgren y Whitehead



Fuente: (Dahlgren & Whitehead, 1992)

Para presentar la posiciones más ampliamente reconocidas sobre las causas de las desigualdades nos centraremos en el documento que establecía el marco conceptual sobre los mecanismos productores de la inequidad elaborado para la CDSS (Solar & Irwin, 2010). Este documento sirvió de base para la formulación de la estrategia de la OMS que se explicitó en el informe final de la CDSS: “Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health” (CSDH, 2008), traducido al castellano como “Subsanar las desigualdades en un generación”.

El modelo de Determinantes Sociales de Salud (DSS) que propone el marco teórico no responde a una sola teoría establecida, más bien intenta recoger aportaciones teóricas previas y utilizarlas en su modelo. La CDSS explicita tres aportaciones: el enfoque psicosocial, el de la producción social de la enfermedad/economía política de la salud, y las teorías ecosociales y los modelos multinivel. Todos los modelos pretenden dilucidar cuáles son los mecanismos que pueden explicar las desigualdades en Salud, representan lo que Krieger denomina “teorías sobre la distribución de la enfermedad”, que incluyen, pero van más allá de las teorías orientadas a explicar los mecanismos etiológicos tradicionales de la enfermedad (Krieger, 2002). Hay que señalar que el documento explica que no se trata de planteamientos contradictorios si no complementarios y que cada uno pone el énfasis en aspectos diferentes de los mecanismos generadores de las desigualdades y sus efectos.

El **enfoque psico-social** se sustenta en los estudios que relacionan el estatus personal en las sociedades desiguales con stress y peores niveles de salud. El origen serían los estudios clásicos de John Cassel (1976) que señalan que el estrés del “entorno social” altera la susceptibilidad del huésped, afectando la función neuroendocrina de forma que se incrementa la vulnerabilidad del organismo a la enfermedad; con este enfoque se han realizado investigaciones que han profundizado en los mecanismos de producción de la enfermedad, destacan por sus aportaciones en este terreno el papel de Michael Wilkinson y Richard Marmot.

El marco teórico del **enfoque de la producción social de la enfermedad/economía política de la salud** se enfoca explícitamente hacia los determinantes económicos y políticos de la salud y la enfermedad, estos enfoques que describen posiciones materialistas o neo-materialistas no niegan los efectos psicosociales de las desigualdades de ingresos, pero argumentan que la interpretación de las relaciones entre la desigualdad de ingresos y salud debería comenzar con las causas estructurales de las desigualdades y no centrarse en las percepciones de esa desigualdad; bajo esta interpretación el efecto de la desigualdad de ingresos sobre la salud refleja tanto la escasez de recursos de los individuos como una sistemática infradotación de las infraestructuras de la comunidad; así pues este enfoque propone que los procesos económicos y las decisiones políticas condicionan los recursos privados disponibles por los individuos y determinan la naturaleza de las infraestructuras públicas (servicios de salud, educación, controles medioambientales...) que conforman las condiciones de vida.

El **enfoque “ecosocial”** y otros enfoques multinivel emergentes, pretenden integrar el razonamiento biológico y social y una perspectiva histórica y ecológica para construir elementos que permitan comprender los determinantes de la distribución de la enfermedad y de las desigualdades de salud en la población; según una de sus representantes más relevantes, Nancy Krieger, uno de los conceptos fundamentales de esta teoría sería el de “*embodiment*” (*incorporación*), que se refiere a la manera en que incorporamos biológicamente las influencias del mundo material y social en que vivimos, desde la concepción hasta la muerte; como corolario señala que no hay aspecto de nuestra biología que pueda ser entendido sin conocer la historia y las formas de vida individuales y sociales; en sus palabras este planteamiento no pretende añadir biología a los análisis sociales o factores sociales a los análisis biológicos si no que pretende un enfoque integrado más sistemático (Nancy Krieger, 2005).

En cuanto a las vías que el modelo propone para explicar cómo los DSS influyen en la salud, el documento apuesta por emplear tres “perspectivas”, habida cuenta de que no se

trata de elementos contradictorios sino complementarios. Existirían tres posibles enfoques: La perspectiva de la selección social, la de la causalidad social y la perspectiva de la trayectoria vital (*lifecourse perspective*).

La **perspectiva de la selección social** postula que es la salud la que determinaría la posición socioeconómica y no en sentido inverso, pero la evidencia es parcial y no consistente a lo largo de los diferentes estadios vitales. La movilidad social incluso podría reducir globalmente las desigualdades, esto ocurre por ejemplo si las personas sujetas a movilidad social ascendente tienen peor salud que la clase destino y las afectadas a movilidad social descendente mejor que la clase destino (West, 1991). La mayoría de los estudios concluyen que la selección por el estado de salud no puede ser entendida como la principal explicación de las desigualdades en salud (Smith & Morris, 1994), no obstante sí que existen algunas situaciones en las que la situación de salud tendría relevancia en la movilidad social y podría condicionar efectos posteriores, como puede ser el momento en que se produce la incorporación al mercado laboral, donde se dan las mayores posibilidades de movilidad social (West, 1991). Lo que se parece confirmado es que los mecanismos de “selección directa” tienen un impacto limitado sobre el gradiente social, pero que existe una “selección indirecta” que implicaría que la movilidad social es selectiva sobre los determinantes y no directamente sobre la salud, de forma que contribuiría a los efectos acumulativos de la desventaja social a lo largo de la vida de las personas (West, 1991).

La **perspectiva de la causalidad social** se fundamenta en que la posición social determina la salud a través de factores intermediarios, a partir de la experiencia de las investigaciones empíricas y de los desarrollos teóricos previos la CDSS postula la causación social como la principal explicación de las desigualdades en salud, éstas deberían a la acumulación diferencial de exposiciones y experiencias que tendrían su origen en el mundo material; el resultado es que las personas con más recursos en términos de conocimiento, dinero, poder, prestigio y contactos sociales estarían más preparadas para evitar riesgos y adoptar estrategias de protección, además se hace una referencia especial al papel de los factores psicosociales (incluye los estresores generales, las condiciones de vida estresantes y el bajo apoyo social entre otros) como vías de explicación a las desigualdades.

El **enfoque de la trayectoria vital** se centra en la importancia del tiempo y del ritmo vital para entender las relaciones causales entre las exposiciones y los resultados en salud en la vida individual, a través de generaciones y en las tendencias de las enfermedades a nivel poblacional; se identifican dos mecanismos fundamentales: los “periodos críticos” y el mecanismo de “acumulación de riesgos”. El modelo de los periodos críticos propone que una exposición en un momento determinado de la vida provocaría efectos tardíos y

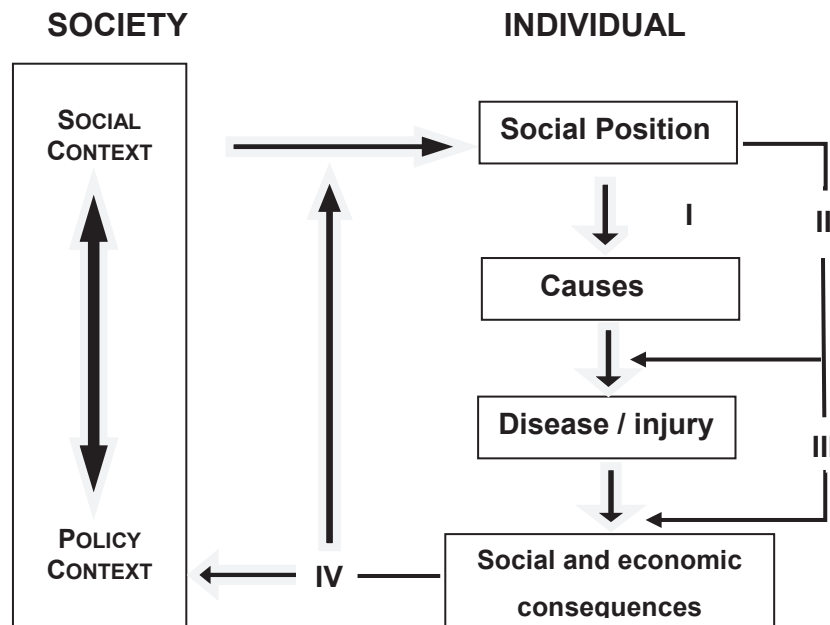
permanentes sobre la estructura y función de los órganos, también se denomina “modelo de latencia”. El modelo de acumulación de riesgos apunta a que los factores que incrementan el riesgo de enfermar o que promueven la buena salud pueden acumularse gradualmente a lo largo de la vida, existen estudios que relacionan la clase social en la infancia con la desigual aparición de enfermedades en la edad adulta; a este aspecto individual se le agrega la posibilidad de explicar desigualdades por la interrelación entre la transmisión biológica y social de riesgos a través de generaciones, lo que estraría en relación con los nuevos conocimientos sobre la epigenética.

El marco teórico que finalmente propone la CDSS es la síntesis de diferentes modelos previos, entre los que destaca el que propusieron inicialmente Diderischsen y Hallqvist's sobre la producción social de la enfermedad, que fue posteriormente adaptado para una publicación de referencia sobre los modelos explicativos de la desigualdad (Evans et al., 2001).

El centro del enfoque de Diderischsen sobre los mecanismos de producción de la desigualdad en salud es el concepto de **posición social**, en su esquema se pone el énfasis en los mecanismos que juegan un papel en la estratificación de los resultados en salud, incluyendo los “motores centrales de la sociedad que generan y distribuyen el poder, la riqueza y el riesgo” y de esa manera determinar el patrón de estratificación. El modelo se centra en cómo el contexto social genera la estratificación social y asigna a los individuos a las diferentes posiciones en la escala social, por ejemplo el sistema educativo, las políticas laborales, las normas sociales relativas al género y las instituciones políticas. La estratificación social generaría *exposición diferencial* a las condiciones del entorno y una *vulnerabilidad diferencial* en términos de disponibilidad de recursos y condiciones de salud. Esto significa que, como las causas no se dan aisladamente sino en complejos causales, y estos complejos con dependientes de las distintas posiciones sociales, el efecto de una causa podría ser distinto en función de la posición social ocupada por el individuo. El esquema de Diderischsen (Figura 2) puede resumirse en cuatro elementos fundamentales que actúan en el proceso de producción de desigualdades en salud; el primer elemento sería la *exposición diferencial* (I) a las condiciones perjudiciales para la salud que junto a la *vulnerabilidad diferencial* (II) contribuirían a la relación entre la posición social y los resultados en salud que pueden ser evaluados empíricamente; la mala salud tiene graves consecuencias debido a que inhabilita para trabajar y genera necesidad de recursos económicos para atender a la enfermedad, así que las consecuencias no dependen solo de la gravedad del problema de salud sino también de la posición social individual, generando unas *consecuencias diferenciales* (III); por otra parte las consecuencias económicas y sociales de la enfermedad pueden retroalimentar los mecanismos etiológicos y contribuir al

futuro desarrollo de enfermedades (IV), este efecto en un nivel agregado repercutiría en la sociedad y afectaría desarrollo económico y social.

Figura 2 . Proceso de la producción social de la enfermedad en función de las desigualdades en la posición social según Diderichsen y Hallqvist's



Fuente: Evans et al., 2001

El marco conceptual propuesto por la CDSS se caracteriza por la importancia que atribuye al denominado **contexto político y socioeconómico**, se refiere con ello al espectro de factores dentro de la sociedad que no pueden medirse directamente a nivel individual, se trataría de un conjunto de aspectos estructurales, culturales y funcionales de un sistema social cuya repercusión sobre las personas tiende a eludir la cuantificación, pero que ejerce una influencia formativa potente en los modelos de estratificación social, y por lo tanto, en las oportunidades de salud de las personas. En este apartado se encuentran los mecanismos sociales y políticos que generan, configuran y mantienen las jerarquías sociales, como el mercado laboral, el sistema educativo y las instituciones políticas, incluyendo el estado del bienestar. La CDSS opta por señalar que la construcción/proyección del contexto político y socioeconómico incluye seis aspectos: la gobernanza, la política macroeconómica, las políticas sociales, las políticas públicas, los valores sociales y culturales, y por último las condiciones epidemiológicas.

El segundo gran componente del modelo está compuesto por **los determinantes estructurales y la posición socioeconómica**. En los modelos preexistentes se daba una confusión entre lo que se entendía por Determinantes Sociales de la Salud de forma que podía ser el conjunto de factores sociales que promueven o socavan la salud de la población, y en otro sentido los procesos sociales que subyacen en la desigual distribución de esos factores entre los grupos que ocupan una desigual posición en la sociedad (Graham, 2004). La CDSS resuelve esta cuestión introduciendo diferenciaciones adicionales en los términos empleados. Así se introduce el término “**determinantes estructurales**” para referirse específicamente a los componentes de la posición socioeconómica de las personas, éstos en combinación con las características del contexto político y socioeconómico constituirían lo que se ha denominado “**determinantes sociales de las inequidades en salud**”, que serían los procesos sociales que configurarían la distribución de los otros determinantes sociales “aguas abajo” (Graham & Kelly, 2004), estos determinantes que son subsidiarios de aquellos son los denominados por la CDSS **determinantes intermediarios de salud**.

El esquema central de los determinantes se basa en la premisa de que en cada sociedad los recursos materiales y de otro tipo se encuentran desigualmente distribuidos según el sistema de jerarquía social, y las personas alcanzarían diferentes posiciones en esa jerarquía en función principalmente de su clase social, estatus ocupacional, nivel educacional y nivel de ingresos; esta situación en la estratificación social es resumida en el concepto de **posición socioeconómica (PSE)**, es decir que los determinantes estructurales son aquellos que generan o refuerzan la estratificación en la sociedad y definen la posición socioeconómica individual. Estos mecanismos son los que configurarían las **oportunidades de salud** de cada grupo social en base a su emplazamiento en la jerarquía social que se expresa en términos de poder, prestigio y acceso a recursos. Cuando se trata de operacionalizar este concepto las dos variables fundamentales serían la clase social y la estratificación social, entendiendo por ésta a los diferentes sistemas que propone la sociología para referirse a diferentes jerarquías sociales según las cuales los individuos pueden ser ordenados a lo largo de rango de varios atributos. Para la CDSS los factores que operacionalizan la PSE son de varios tipos, unos son *proxys* de la estratificación social: ingresos económicos, educación y ocupación; mientras los dos primeros pueden ser entendidos como resultados del proceso de estratificación, la ocupación es en sí un *proxy* de la estratificación social; por otra parte las variables que operan como determinantes estructurales directos serían la clase social, el género y la etnia.

Un último aspecto que trata el informe respecto a los determinantes estructurales es la relación de éstos con **el contexto político y socioeconómico** (incluye desde las políticas

macroeconómicas, hasta las de protección social y del empleo), y actuaría como modificador o amortiguador que influye en los efectos de la posición socioeconómica sobre los resultados en salud; al mismo tiempo ese contexto forma parte del “origen” y mantenimiento de una determinada distribución del poder, prestigio y acceso a recursos materiales, y en definitiva del patrón de estratificación social existente en la sociedad. La dimensión más interesante de este postulado es que señala que es posible amortiguar los efectos de los determinantes estructurales de las desigualdades en salud a través de actuaciones desde el contexto político y socio-económico.

El último nivel de determinantes que establece la CDSS son los **determinantes intermediarios**. Estos determinantes están vinculados con los determinantes sociales de las desigualdades en salud a través de una asociación causal, de forma que aquellos actuarían “aguas abajo”, alcanzando a un conjunto de factores a nivel individual, que incluyen los comportamientos relacionados con la salud y los factores psicológicos; los determinantes intermediarios emanan de la estratificación social subyacente y a su vez determinan diferencias en la exposición y la vulnerabilidad ante las condiciones que ponen en riesgo la salud.

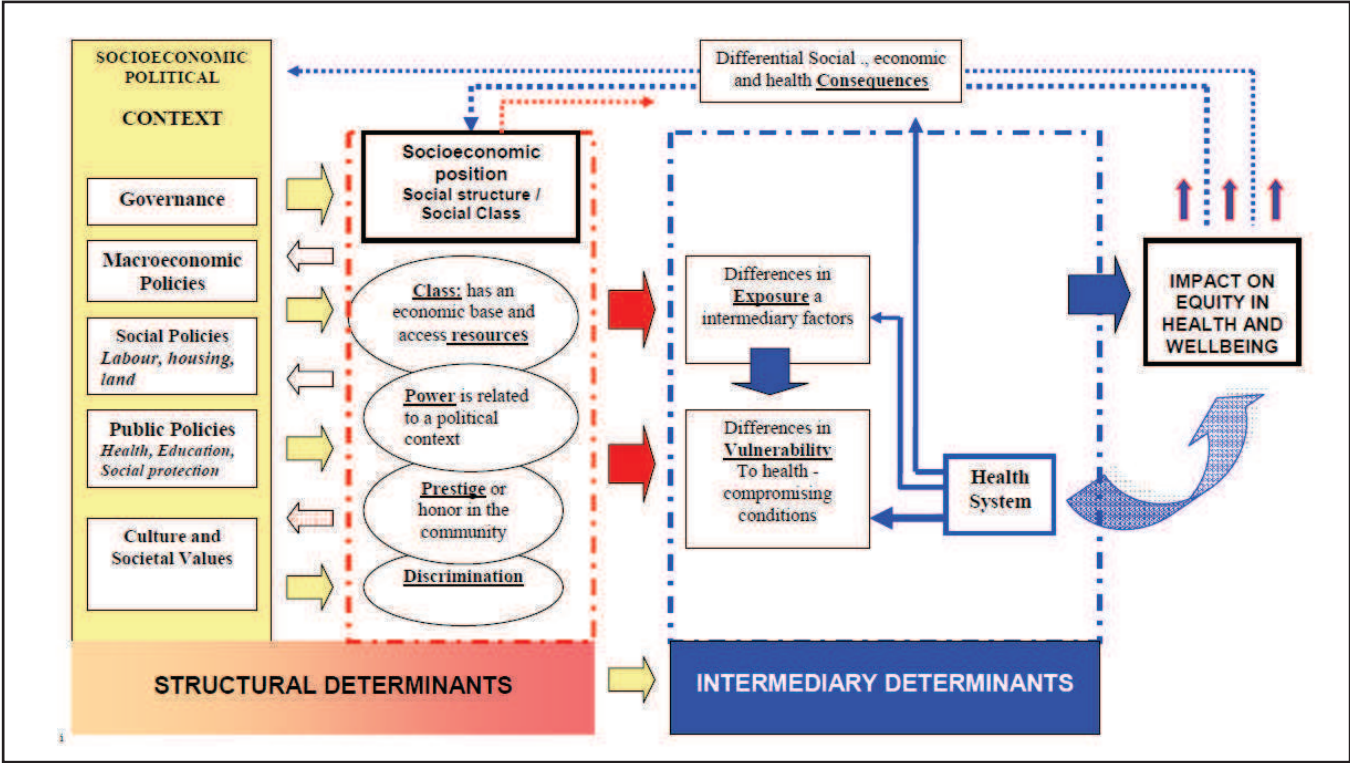
El primero de los determinantes intermedios que se abordan son las **circunstancias materiales**, que incluyen determinantes relacionados con el entorno físico, como la vivienda, la capacidad de consumo, el trabajo físico y el entorno del vecindario; las diferencias en las circunstancias materiales son señaladas como los factores intermediarios más importantes, se postula que los estándares materiales de vida son muy importantes para el estatus de salud de grupos marginales y para aquellos con una posición socioeconómica baja, especialmente si se incluyen las condiciones ambientales. El segundo de los determinantes intermediarios serían las **circunstancias psico-sociales o socio-ambientales**, entre los que se incluyen los estresantes psico-sociales (como los acontecimientos vitales negativos o el estrés laboral), la ausencia de soporte social o de modelos correctos de afrontamiento; los diferentes grupos sociales estarían expuestos en diferentes grados a experiencias y situaciones vitales que se perciben como amenazantes, aterradoras o difíciles de manejar, esto explicaría en parte el patrón a largo plazo de las desigualdades sociales en salud; estas teorías se sustentan principalmente en los trabajos de Marmot y de Wilkinson (Wilkinson & Marmot, 2003). Un tercer bloque de determinantes intermediarios serían los **factores biológicos y conductuales**, aquí se incluye la dieta, el consumo de tabaco y alcohol entre otros factores conductuales, y entre los factores biológicos se incluirían los factores genéticos. Las desigualdades sociales en salud han sido asociadas desde hace tiempo con diferencias en los estilos de vida o comportamientos, este es el caso del tabaquismo que se ha relacionado fuertemente con la posición socioeconómica (incluyendo educación, ingresos

y situación de empleo), este hecho fue uno de los primeros hallazgos del estudio Whitehall (Marmot et al., 1991); por otra parte, como señala Marmot, las diferencias en los estilos de vida solo pueden explicar una pequeña parte las desigualdades en salud (Marmot, Rose, Shipley & Hamilton, 1978). En definitiva que los factores materiales pueden actuar como fuente de estrés psicosocial y éste puede influir en los comportamientos relacionados con la salud, además el estrés puede activar los sistemas hormonales que pueden incrementar la tensión arterial y reducir la respuesta inmune. Por último, el **sistema de atención sanitaria** es un determinante intermediario más a tener en cuenta; puede actuar directamente sobre las diferencias en la exposición y en la vulnerabilidad, no solo a través del acceso equitativo a la atención sanitaria sino también a través de la promoción de acciones intersectoriales; específicamente se indican tres funciones del sistema sanitario frente a las desigualdades: 1) procurar que los recursos se distribuyan entre las áreas de manera proporcional a sus necesidades relativas, 2) responder adecuadamente a las necesidades de asistencia sanitaria de los distintos grupos sociales y 3) tomar la delantera en la promoción de un enfoque más amplio y estratégico en la formulación de políticas públicas saludables tanto a nivel nacional como local, a fin de fomentar (Benzeval, Judge, & Whitehead, 1995) .

Por último, se establece un determinante transversal: el **capital social/ cohesión social**. La CDSS señala que se trata de un concepto cuyo papel es controvertido dentro de los determinantes de la desigualdad, pero indica que muchos autores lo defienden como una pieza clave en la configuración de la salud de la población (Kawachi, Kennedy, Lochner, & Prothrow-Stith, 1997). Sobre este aspecto hay tres enfoques para su caracterización. El *enfoque comunitario* planteado por Wilkinson o Putman (Macinko & Starfield, 2001) definen el capital social como un mecanismo psicosocial en la relación entre la salud individual y la salud, serían las características de la organización social, como las redes, las normas y la confianza social que facilitan la coordinación y cooperación en aras al beneficio mutuo. El *enfoque de redes* considera el capital social en términos de recursos que fluyen y emergen a través de las redes sociales, en realidad se trata de una visión ecológica que propone que las decisiones de los individuos y grupos en relación con sus estilos de vida y comportamientos no pueden considerarse fuera del contexto social (Coleman, 1990). El tercer enfoque es el de la *distribución de recursos*, que adopta una posición materialista, de forma que señala que los aspectos psicosociales que afectan a la población son consecuencia de las condiciones materiales de vida (Lynch, Due, Muntaner, & Smith, 2000) . El documento finaliza con el cuestionamiento del papel exacto del capital social, sin poder situarlo como un determinante estructural o intermediario, por eso la CDSS optó por situarlo como un elemento transversal con características que se relacionan con los dos. El modelo

definitivo de la CDSS se presenta en la Figura 3, que será la base de este proyecto de investigación.

Figura 3. Marco conceptual sobre los mecanismos de actuación de los determinantes sociales sobre las desigualdades



Tomado de: A Conceptual Framework for Action on the Social Determinants of Health (Solar & Irwin, 2010)

I.2. Instrumentos empleados para identificar las desigualdades socioeconómicas

I.2.1. Revisión de los instrumentos de medición de la posición socioeconómica

La posición socioeconómica (PSE) es el centro de la mayor parte de las teorías actuales que pretenden explicar las desigualdades en salud, y especialmente del marco teórico de la CDSS. La PSE ha sido utilizada en las investigaciones que abordan las causas de las diferencias en el enfermar y morir, desde que el problema se presenta a los autores clásicos de la Medicina Social como Villermé o Johan Peter Frank (Sigerist, 1998), hasta las investigaciones sistemáticas basadas en información del Registro Civil (Stevenson, 1923), llegando hasta los trabajos más recientes elaborados en el marco de la lucha contra las desigualdades en el siglo XXI. La PSE a pesar de que se emplea ampliamente en la investigación epidemiológica, no siempre se utiliza con la precisión necesaria. Lo primero que debe indicarse es que se trata de un concepto complejo, que es el resultado de una determinada construcción sobre las relaciones y la dinámica social. Lo siguiente que debe destacarse, derivado del punto anterior, es la dificultad que existe para medir PSE y como correlato de ello los diferentes instrumentos que se han empleado y la diversidad de términos empleados, que en ocasiones se emplean de forma indistinta (estratificación social, clase social, nivel socioeconómico, estatus socioeconómico) cuando suelen tener bases teóricas diferentes y como consecuencia significados distintos. En nuestro caso seguiremos el planteamiento de Krieger que postula que la *Posición Socioeconómica* es un concepto agregado que incluiría medidas basadas tanto en recursos como en el prestigio, que se relacionaría con la clase social a la que se está adscrito (Krieger, Williams, & Moss, 1997). Por ello no se puede decir que exista un indicador perfecto de la PSE, siempre estaremos realizando aproximaciones más o menos cercanas y con una mayor o menor fundamentación teórica a esa posición. A continuación realizaremos una revisión de los indicadores más habituales de la PSE.

I.2.1.1. Los ingresos

Se trata del indicador de PSE que valora de forma directa los recursos materiales de los que se dispone, y además presenta la característica, junto con algún otro indicador, de que suele presentar una relación dosis-respuesta con los resultados de salud, y presenta una indudable relación con el conjunto de condiciones materiales de vida que tienen implicaciones directas sobre la salud (Ecob & Davey Smith, 1999).

1.2.1.2. La riqueza

Este componente está relacionado con el anterior. Incluye los activos físicos y financieros como el valor de la vivienda, automóviles, inversiones, herencias, rentas e ingresos acumulados (Muntaner, Eaton, Diala, Kessler, & Sorlie, 1998). Algunos autores lo consideran como el mejor indicador de la PSE, y mejor predictor que los ingresos valorados aisladamente.

1.2.1.3. Características y servicios de la vivienda

Las características y condiciones de la vivienda indican aspectos materiales de las circunstancias económicas, y se entienden como un indicador de la PSE que se emplea tanto en países en vías de desarrollo como en los desarrollados, con las adaptaciones pertinentes a las circunstancias del entorno. La vivienda es el elemento más importante de la riqueza de gran parte de la población y representa una proporción importante del destino de los ingresos. Además las características de la vivienda pueden estar relacionadas con exposiciones o marcadores de exposiciones para enfermedades específicas. El indicador más habitual es el tipo de tenencia de la vivienda: propia (propiedad íntegra o con hipoteca), o de alquiler (sea privado o de vivienda social) (Shaw, 2004).

1.2.1.4. El nivel educativo

El nivel educativo se emplea habitualmente en epidemiología como indicador de la PSE, su soporte teórico inicial estaría basado en la “legitimación por estatus” de la teoría weberiana (Liberatos, Link, & Kelsey, 1988). Existen estudios que relacionan directamente el nivel educativo con determinados resultados en salud (Blane, 2003), y aunque esto sea un hecho no controvertido, un modelo más sólido sería aquel que sitúa a la educación como “un instrumento que permite al individuo utilizar los activos relacionados con el conocimiento” (Oakes & Jay, 2006, p. 56). Los conocimientos y habilidades alcanzadas a través de la educación pueden afectar al funcionamiento cognitivo de las personas, de forma que se pueden hacer más receptivas a los mensajes de educación sanitaria, disponer de mayores habilidades para comunicarse con los servicios de atención sanitaria y para acceder a ellos si fuese preciso; otro factor sería la capacidad de contar con recursos cognitivos que puedan permitir el manejo del tiempo, en el sentido de valorar los resultados a corto plazo frente a la previsión de los posibles efectos que determinados comportamientos pueden tener a largo plazo. Se ha intentado valorar el peso del nivel de alfabetización cultural en los resultados en salud, pero los intentos han sido infructuosos (Abel, 2008). Una de las principales características de este parámetro, cuando se analiza en personas adultas, es que permite captar influencias a largo plazo que comienzan en la educación recibida desde edades

tempranas y alcanzan el nivel máximo adquirido en la etapa adulta, y en este sentido no puede olvidarse la intensa relación en los esquemas sociales tradicionales entre el nivel educativo alcanzado sobre aspectos tan importantes como el estatus de empleo (White, Blane, Morris, & Mourouga, 1999). Otra particularidad de este indicador, es que puede estar implicado en fenómenos de causalidad inversa: un estado de mala salud en edad infantil puede dificultar o impedir la asistencia a la formación y hacer que no se alcancen los niveles educativos esperables, esta situación podría llevar a unas peores condiciones en la edad adulta y su expresión en desigualdades en salud (Smith, Blane, & Bartley, 1994). Debe tenerse presente que el nivel educativo tiene un carácter relativo cuando se emplea como indicador de PSE: el significado de determinado nivel no es el mismo según la cohorte de nacimiento ni el país en que se produce, e incluso dentro de las regiones de un país.

El nivel educativo alcanzado es una característica fácil de recoger y habitual en los registros administrativos, en las encuestas de salud y en las investigaciones epidemiológicas; si bien se puede disponer de ella de diferentes maneras, en ocasiones se emplea como variable continua (número de años estudiando) o como ordinal, en este caso se entiende que alcanzar determinado nivel de estudios implica una posición cualitativamente diferente del estatus anterior (Liberatos et al., 1988). En España se recoge en el sistema de padrón continuo y en las operaciones censales. En el Censo se pregunta por el “máximo nivel educativo alcanzado” y se registra en términos de categorías ordinales bastante detalladas y que se pueden agregar para compatibilizarlas con estándares internacionales; no obstante presenta la dificultad de los cambios en las denominaciones de los niveles educativos y del número de años de estudios necesarios para alcanzarlos según las diferentes normativas educativas implantadas a lo largo del tiempo; esta situación comprende a todas las personas coexistentes susceptibles de ser estudiadas. Una de las principales ventajas de este indicador es que permite tener de forma fácil información de la PSE y que se puede recoger de toda la población a partir de determinada edad, con independencia de las condiciones de empleo de la persona (Liberatos et al., 1988). Este es el motivo por el que un volumen importante de los estudios sobre desigualdades emplea el nivel educativo como marcador de la PSE, a pesar de las controversias sobre su empleo. En nuestro caso emplearemos el nivel educativo como marcador de la PSE, intentando valorar su peso en las desigualdades, bien de forma autónoma o en combinación con los indicadores basados en la ocupación o situación de empleo.

1.2.1.5. Medidas basadas en la ocupación

Históricamente han existido dos posiciones sobre el papel de la ocupación en la estratificación de la sociedad. Según el enfoque tradicional marxista sería la concreción de

la posición del individuo en relación a la propiedad o no de los medios de producción, mientras que en el enfoque del sociólogo Max Weber y sus seguidores la ocupación sería la expresión del lugar que el individuo ocuparía en relación con su posición social, ingresos y capacidades. A lo largo del tiempo se han sucedido los modelos de clasificación, algunos con un fuerte soporte teórico, y otros en cambio de carácter más empírico, pero de una u otra forma se pueden enmarcar en las dos corrientes comentadas. Se han señalado varios mecanismos por los que la ocupación puede determinar la situación de salud. La ocupación se relaciona con el nivel de ingresos, que implica disposición de recursos materiales que vendrían dados por la disponibilidad dineraria y de otro tipo de recompensas con las que se puede alcanzar determinado nivel de vida. En otro sentido, la ocupación refleja determinada posición que se relaciona con la consecución de “privilegios” en la vida dentro de la sociedad, como el acceso a mejores prestaciones educativas, a mejores condiciones de salubridad y condiciones ambientales de la vivienda o mejores servicios de salud. La ocupación también podría reflejar el nivel de las redes sociales, podría afectar al nivel de estrés relacionado con el trabajo, y a los problemas de salud que se han encontrado en relación con la autonomía y capacidad de control sobre el propio trabajo a través de mecanismos de orden psicosocial (Smith & Harding, 1997). Por último, la ocupación se ha relacionado con efectos directos sobre la salud derivados de la exposición ambiental a tóxicos o a tareas que implican riesgos o demandas físicas patogénicas (Galobardes, Shaw, Lawlor, Lynch, & Smith, 2006).

Hasta aquí se han presentado las posiciones que recoge la literatura epidemiológica sobre el papel de la ocupación, pero en los últimos años, a raíz del desarrollo de las teorías sobre los determinantes sociales la ocupación ha pasado a tener un papel de mayor relevancia en la explicación de las desigualdades, más adelante se presentarán con mayor detenimiento las bases teóricas y los sistemas de utilización de la ocupación en el estudio de las desigualdades. El mayor inconveniente de este indicador es que solo es aplicable a las personas que trabajan, o en el mejor de los casos de las personas que de una u otra manera se relacionan con la persona que trabaja, otro problema es que a diferencia del nivel educativo que no se modifica en la mayoría de las ocasiones en la edad adulta, la ocupación puede variar a lo largo de la vida de las personas, especialmente en determinados contextos. La ocupación es una variable que se recoge en España en el censo, también se recoge en el Certificado de Defunción, con una calidad del datos deficiente (Enrique Regidor, Gutierrez-Fisac, & Rodriguez, 1994), es habitual en las encuestas sobre aspectos de salud, como la Encuesta Nacional de Salud, pero no así en las operaciones padronales. En todo caso el registro de la ocupación puede hacerse con diferentes codificaciones y

necesita de una agrupación a posteriori que siempre estará sujeta a un marco teórico por el que se opte, como se comentará en detalle más adelante.

I.2.2. La medición de la clase social en los estudios de desigualdades

La clase social es un concepto político y sociológico que pasa por ser el eje central de muchas de las teorías sobre la desigualdad en la sociedad y como consecuencia de ello de la desigual distribución de los niveles de salud en la población. Para estas teorías no sería un indicador más de la PSE, si no el elemento esencial de la posición de los individuos respecto a la sociedad. Por este motivo y por su difícil manejo, que lleva como consecuencia su escaso uso en los estudios en nuestro entorno, pretendemos darle una especial relevancia.

Los modelos de clase social o de estratificación social se han clasificado en tres modalidades: los índices denominados de “sentido común”, que no tienen un sustento teórico explícito y que se ordenan de acuerdo con una diversidad de criterios; en segundo lugar estarían los que emplean los análisis de prestigio o estatus ocupacional según el valor que la sociedad da a determinados empleos; el tercer grupo estaría constituido por los que emplean esquemas teórico-relacionales, en los que la clasificación se construye dentro de un modelo que pretende explicar la dinámica de las relaciones de clase que atraviesan la sociedad. El modelo prototípico del primer tipo sería la clasificación que se ha empleado tradicionalmente en el Reino Unido que se detallará más adelante; otro ejemplo de esta tipología sería la clasificación que emplea el Instituto Nacional de Estadística (INE) denominada *Condición Socioeconómica*, que asigna las posiciones en función de tres criterios: la situación laboral, la situación profesional y el sector de actividad, esta clasificación es la que se emplea en la Encuesta de Población Activa. Las clasificaciones basadas en jerarquía de estatus se han empleado y se siguen utilizando en los estudios de Salud Pública (Behrens et al., 2016), entre ellos destacan el indicador de Duncan, el indicador de Posición Social de Hollingshead o la Escala de Prestigio Ocupacional Internacional de Treiman, no obstante su papel en la explicación de los fenómenos no siempre está esclarecida, y habitualmente se opta por modelos de más amplias miras (Krieger et al., 1997) .

A partir de ahora nos centraremos especialmente en la revisión de los modelos que, al menos en sus postulados, mantienen un enfoque relacional, los presentaremos con mayor profundidad por su utilidad en la explicación de las desigualdades y su amplia utilización en estudios sobre la composición de la sociedad y los de epidemiología social.

Existen dos teorías clásicas fundamentales para interpretar la clase social: la teoría de las clases sociales de Carlos Marx y la teoría de Max Weber. En la teoría marxista la estructura de clase se relaciona directamente con la división social del trabajo, es decir con la organización del proceso del trabajo en cada momento histórico. La clasificación se basaría en la forma en que los individuos se insertan en la estructura productiva, en función de la relación de propiedad respecto a los medios de producción que posibilitan el control del proceso de trabajo y la apropiación de sus productos. Por otra parte, Weber considera varios mecanismos que actúan en la configuración de las clases y no solo el acceso diferencial en los medios de producción, más bien atribuye las diferencias a partir de una distribución desigual del poder que identifica en tres espacios: los bienes y servicios presentes en el ámbito del mercado (poder de disposición), el prestigio (poder social) y el poder político (Sémblér, 2006, p. 13). Durante el siglo pasado se desarrollaron dos grandes corrientes de pensamiento subsidiarias de las anteriores, se trata de la corriente neomarxista, cuyo representante más significado es Orlin Wright, y los planteamientos neoweberianos personificados en la figura de John Goldthorpe.

El modelo neomarxista, sería el mayor exponente del enfoque relacional, que propone que las desigualdades socioeconómicas no están inevitablemente asociadas a una gradación si no que en realidad la posición de un individuo es fruto de la combinación de diferentes relaciones de generación de desigualdades, lo que ocurriría es que al agregarse a nivel poblacional ese compendio podría mostrarse en forma de gradiente; el valor que se da a este enfoque es que pretende aportar una explicación a las diferencias que se pueden observar. Wright mantiene que la clase social se refiere al conflicto entre “trabajadores” y “empresarios” pero defiende que existen diferentes modalidades de explotación y que en cada sociedad se dan diferentes mecanismos de esa explotación, y además ocurre que una clase concreta puede ser explotada por uno de los mecanismos y al tiempo explotadora a través de otro. Entiende que la “propiedad” va más allá de la idea tradicional e incluiría todo lo que significa el control estratégico de los medios de producción; otra de las aportaciones relevantes es utilización de la idea de “posición contradictoria de clase”, que se produce cuando los propietarios delegan autoridad a otros empleados que serían “supervisores” de otros trabajadores. El otro concepto clave que utiliza sería el de “credencialismo” como fuente generadora de desigualdades, el credencialismo sería el proceso en virtud del cual algunas habilidades son etiquetadas y asignadas a través de procesos de certificación, y permiten alcanzar el acceso determinados mercados laborales restringidos y posiciones privilegiadas de la sociedad (Wright, 1993).

A partir de estas premisas Wright postuló que en la sociedad capitalista los bienes que establecen las relaciones de explotación y en consecuencia la clase, serían los de capital, de organización y de cualificación. En la Figura 4 se presenta la clasificación propuesta por Wright.

Figura 4. Clasificación de clases sociales según la propuesta de Wright

Poseen suficiente capital para contratar trabajadores	1. Burguesía	4. Directivos expertos	7. Directivos semicualificados	10. Directivos titulados	+ Bienes de Organización
Poseen capital para contratar trabajadores pero deben trabajar	2. Pequeños empresarios	5. Supervisores externos	8. Supervisores semicualificados	11. supervisores no titulados	
Poseen capital para trabajar autónomamente pero no para contratar trabajadores	3. Pequeña Burguesía	6. No directivos expertos	9. Obreros semicualificados	12. Proletariado	
	Propietarios Medios de Producción	+ Bienes de cualificación -			
		No Propietarios (Asalariados)			
	Bienes de producción				

Fuente: Tomado de Wright (Wright, 1993)

Con posterioridad a la propuesta inicial, Wright añadió algunos planteamientos para esclarecer determinadas lagunas en su cuerpo teórico, entre ellas destaca la noción de *posiciones mediatas* que remite a la medida en que ciertos intereses de clase (como amas de casa o estudiantes) no pueden analizarse directamente a través de la ocupación si no que deben articularse a través de las redes sociales en que se insertan. El principal inconveniente de esta clasificación es la dificultad para encuadrar a los individuos a cada grupo en las investigaciones de campo, no obstante hay ejemplos sobre su utilización con resultados satisfactorios en grandes estudios sobre desigualdad y estado de salud (Borrell, Muntaner, Benach, & Artazcoz, 2004; Rocha et al., 2013).

La otra gran corriente del siglo XX es la encabezada por John Goldthorpe y el denominado grupo de Nuffield, que parten de las teorías de Weber. Centrarón sus investigaciones en la explicación de los mecanismos de movilidad social, y a partir de ello construyeron un esquema de clases, que se trataría también de un modelo de tipo relacional. La clasificación habitualmente denominada EGP (Erikson-Goldthorpe-

Portocarrero) pretende identificar grupos homogéneos en niveles de renta, seguridad económica y posibilidades de desarrollo profesional. Los criterios que emplea son: la propiedad o no de los medios de producción; la situación de empleo que diferencia en empleados, autoempleados y empleadores (diferenciando también según el número de empleados); la distinción entre empleo manual/no manual y agrícola. De esta manera se elaboró la clasificación que ha servido de referencia para numerosas investigaciones posteriores.

Figura 5. Clasificación de clases sociales del modelo EGP (Erikson, Poertocarrero- Golthorpe)

Clase de servicio	I. Profesionales, administradores y funcionarios de nivel superior, dirigentes de grandes empresas, grandes empresarios.
	II. Profesionales, administradores y funcionarios de nivel inferior, técnicos con altos niveles de calificación, dirigentes de empresa pequeñas y medianas, supervisores de trabajadores no manuales, empleados.
Clases intermedias	IIIa Empleados ejecutivos.
	IIIb Trabajadores de servicios.
	IVa Pequeños empresarios y trabajadores autónomos con dependientes.
	IVb Pequeños empresarios y trabajadores autónomos sin dependientes.
	V. Técnicos de nivel inferior, supervisores de trabajadores manuales.
Clases trabajadoras	VI. Trabajadores manuales industriales calificados.
	VIIa Trabajadores manuales Clases trabajadoras industriales calificados.
	VII.b Trabajadores manuales agrícolas

Tomado de Feito R, Estructura social contemporánea. Las clases sociales en los países industrializados. Madrid Siglo XXI Editores SA: 1995. (Feito, 1995)

Esta clasificación ha sido criticada por considerarse que contiene una mayor preponderancia de aspectos jerárquicos que de los relacionales, y además por la heterogeneidad de la denominada clase de servicio, que incluye desde los propietarios de los medios de producción hasta profesionales cualificados que trabajan para la administración (Feito, 1995). Presenta varios aspectos que hacen que sea frecuente su empleo en cuestionarios que recogen la clase social, uno de los más interesantes es la facilidad para la recogida de la información que permita la asignación de la clase de los individuos.

En el ámbito sanitario la clasificación de la posición social con mayor tradición es la británica, se trata de una ordenación jerárquica en las denominadas clases sociales basada en la ocupación. La primera ordenación coherente de se debe al Assistant Registrar General Noel Humphreys en 1887 (Macintyre, 1997). El sistema de clasificación del British Registrar General (BRG) fue concebido a principios de siglo por Stevenson, sucesor de William Farr como jefe de la Oficina General de Registros. La clasificación se basaba en parte en las

ocupaciones ordenadas según su categoría social y el nivel técnico que requerían y en parte en el tipo de “industria”. Se configuraron así ocho categorías: I) clases altas, III) trabajadores cualificados, V) trabajadores no cualificados, la clase II las ocupaciones comprendidas entre el nivel I y el III, mientras el IV correspondería a las intermedias entre los niveles III y V; los trabajadores del sector textil, los de la minería y los agricultores pasarían a ser respectivamente los grupos VI, VII y VIII (Stevenson, 1923). Stevenson en 1921 realizó una revisión, en base a los resultados del ajuste de su clasificación para expresar diferencias en la natalidad y mortalidad (especialmente la mortalidad infantil), configurando un esquema con cinco clases sociales. Posteriormente se han producido revisiones en la clasificación del BRG decenalmente para adaptar los posibles cambios que se pueden producir en cada categoría o para incorporar nuevas ocupaciones. En 1961 la clase social III (Trabajadores cualificados) se desagregó en dos subclases: manuales y no manuales. La clasificación BRG ha permitido que existan largas series históricas de mortalidad con relación a esa asignación de clase social. En la década de los años noventa se recrudecen las críticas al modelo de clasificación, especialmente por la ausencia de una teoría social que sustentase la clasificación (Bartley, Carpenter, Dunnell, & Fitzpatrick, 1996) que llevó a una profunda revisión de los fundamentos de la clasificación, de forma que la Office of Populations Censues and Surveys (OPCS) del gobierno británico elaboró una nueva clasificación que pasó a denominarse la UK National Statistics Socio-Economic Clasification (NS-SEC), que se adaptaba a los presupuestos teóricos y la propuesta de clasificación del esquema de Goldhorpe (Chandola, 2000), a pesar de que era subsidiaria de la necesidad de mantener una cierta continuidad con el esquema anterior. A partir de ese momento se ha seguido registrando de forma continua la mortalidad y produciendo informes sobre la relación entre la clase ocupacional y las desigualdades en mortalidad con este esquema.

En cuanto a la utilización de la clase social en España, los primeros usos en la época contemporánea se relacionan con estudios en ciudades en la autovaloración del estado de salud en encuestas poblacionales (Alonso & Antó, 1988), empleando una adaptación de la clasificación del BRG (Domingo & Marcos, 1989); y el primero centrado en la mortalidad se debe a Regidor (Regidor & González, 1989) que comparaba entre trabajadores manuales y no manuales utilizando la información sobre la ocupación. A pesar de la abundancia de trabajos en el mundo anglosajón y escandinavo que empleaban alguna medida de clase social en los estudios de desigualdades en salud, esto no se trasladó a España. En un estudio que revisaba las publicaciones sobre desigualdades entre 1980 y 1994 (Benach, 1995) se mostraba no solo la escasez de publicaciones, sino también la baja proporción de publicaciones en revistas de difusión nacional o internacional, ya que en la mayoría de los casos se trataba de publicaciones de difícil acceso. Uno de los aspectos que también

destacan en este período es la ausencia de un instrumento uniforme para la valoración de la clase social. La situación en esos momentos se caracterizaba por:

"...la utilización muy escasa de los indicadores de clase social, la gran variabilidad de los indicadores que se empleaban, las dificultades para obtener resultados que fueran comparables tanto entre zonas geográficas como de carácter internacional." (Grupo de Trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología, 1995, p. 51).

Ante esa situación, en 1993 la Sociedad Española de Epidemiología (SEE) constituyó un grupo de trabajo, con el objetivo de elaborar una propuesta de indicadores a utilizar en los estudios que emplearan la situación socioeconómica como variable y muy especialmente un indicador de clase social. La finalidad era "favorecer de manera pragmática la introducción progresiva de un sistema consensuado de medición de la clase social" (Grupo de Trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología, 1995, p. 19). Para la confección de la clasificación se revisaron las dos propuestas comentadas previamente: la de Wright y el modelo EGP de Goldthorpe. Finalmente se optó por un esquema basado en el modelo EGP. En esos momentos se disponía de los resultados del Proyecto Internacional de Investigación sobre Estructura, Conciencia y Biografía de Clase dirigido por Orlin Wright, en ese marco se había realizado una comparación de la estructura social resultante empleando ambos modelos, cuando se comparaban ambas distribuciones en nuestro medio, resultó que se adaptaba mejor a la realidad socioeconómica española el propuesto por Goldthorpe, básicamente por el peso de los trabajadores autónomos en España, que no es tan frecuente en los modelos de capitalismo avanzado (González, 1992). La clasificación EGP tenía la ventaja añadida de la relativa facilidad con que se podía recoger la información, en este caso bastaba con realizar dos preguntas para poder asignar la clase social del individuo. El otro aspecto que llevó a utilizar la referencia del EGP fue la posibilidad de realizar comparaciones internacionales válidas, ya que el modelo de Wright tenía una baja penetración en los trabajos empíricos sobre clase social, optando en la mayoría de los registros y los proyectos específicos por el empleo de las derivadas de Goldthorpe.

La propuesta de la SEE para clasificar la Clase Social (CS-SEE95) se basa en la Clasificación Nacional de Ocupaciones de 1994 (CNO-94), lo que representa una gran ventaja en el posicionamiento de los individuos, ya que la propia CNO estaba concebida de manera que en cada grupo se tienen en cuenta no solo los aspectos directamente relacionados con el puesto de trabajo, si no también aquellos relacionados con la propiedad de los medios de producción, las tareas de supervisión y del grado de cualificación necesaria; de esta forma el enfoque EGP se aproximaría de facto al enfoque de Wright y las diferencias entre ambos se reducirían (Regidor, 2001).

Para la elaboración de la propuesta de la SEE se partió de la clasificación confeccionada por Domingo y Marcos (Domingo & Marcos, 1989), que sobre la base del esquema del BRG intentaron ajustar la Clasificación Nacional de Ocupaciones española de 1979 (CNO-79), esta propuesta habría sido posteriormente validada (Alonso, Pérez, Sáez, & Murillo, 1997). Para la elaboración de la CS-SEE95, el grupo de expertos procedió a ajustar las relaciones que se establecían entre la CNO79 y las clases sociales propuestas por Domingo y Marcos con las ocupaciones que figuraban en la nueva versión del año 1994 de la CNO, pero además se habían producido modificaciones en las ocupaciones que era necesario redefinir. La CNO-94 está compuesta por 493 grupos primarios, que se codifican con cuatro dígitos que se agrupan en 206 subgrupos de tres dígitos y que finalmente se resumen en diez grandes grupos. Uno de los cambios más interesantes de la CNO-94 es que se recoge el número de trabajadores de la empresa, se hace explícita la presencia de trabajadores autónomos y se establecen las categorías de supervisores o encargados; se basa en un criterio que se compone de dos dimensiones: la cualificación y el grado de especialización de la cualificación, esta última supeditada a las áreas que se trate y es utilizada para diferencias ocupacionales con el mismo nivel de cualificación. De esta forma para poder encuadrar a una categoría es preciso en ocasiones conocer el nivel de formación necesario y otras características del puesto de trabajo (Grupo de trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología y de la Sociedad Española de Medicina de Familia y Comunitaria, 2000). En síntesis, representaba una mejoría ostensible en la precisión de la recogida de la información para obtener una clasificación de la clase social ocupacional, especialmente una vez que se había optado por el esquema EGP. La otra gran ventaja es que se podía ubicar la categoría de la CNO-94 con tan solo dos preguntas, lo cual facilitaba mucho la recogida de información.

La parte más relevante del trabajo del Grupo de de la SEE consistió en asignar cada una de las 206 categorías de la CNO-94 a tres dígitos en el grupo de clase social que le correspondía para posteriormente proceder su validación. El esquema de clases sociales SEE-95 consta de ocho categorías en su versión amplia y de cinco en la reducida (Tabla 1).

La diferencia más destacable entre la propuesta EGP y el modelo de la SEE es que en esta última se utiliza el dintel de los diez trabajadores para la consideración de la empresa como grande mientras que para Goldthorpe el límite se sitúa en 25 trabajadores, esto es debido a la subsidiaridad de la clasificación de la CNO-94.

Tabla 1. Clasificación de clase social basada en ocupación de la Sociedad Española de Epidemiología

Clasificación exhaustiva	
I.	Directivos de la Administración pública y de empresas de 10 o más asalariados. Profesiones asociadas a titulaciones de segundo y tercer ciclo universitario
II.	Directivos de empresas con menos de 10 asalariados. Profesiones asociadas a una titulación de primer ciclo universitario. Técnicos y profesionales de apoyo. Artistas y deportistas
IIIa.	Empleados de tipo administrativo y profesionales de apoyo a la gestión administrativa y financiera. Trabajadores de los servicios personales y de seguridad
IIIb.	Trabajadores por cuenta propia
IIIc.	Supervisores de trabajadores manuales
IVa.	Trabajadores manuales cualificados
IVb.	Trabajadores manuales semicualificados
V.	Trabajadores no cualificados
Clasificación abreviada	
I.	Directivos de la Administración pública y de empresas de 10 o más asalariados. Profesiones asociadas a titulaciones de segundo y tercer ciclo universitario
II.	Directivos de empresas con menos de 10 asalariados. Profesiones asociadas a una titulación de primer ciclo universitario. Técnicos. Artistas y deportistas
III.	Empleados de tipo administrativo y profesionales de apoyo a la gestión administrativa y financiera. Trabajadores de los servicios personales y de seguridad. Trabajadores por cuenta propia. Supervisores de trabajadores manuales
IVa.	Trabajadores manuales cualificados
IVb.	Trabajadores manuales semicualificados
V	Trabajadores no cualificados

Fuente: La Medición de la Clase Social en Ciencias de la Salud (Grupo de Trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología, 1995)

La validación de cualquier modelo de clase social es un proceso complicado, ya que siempre se trata de construcciones teóricas y posiblemente las herramientas de las ciencias “empíricas” pueden tener serias dificultades para dilucidar este tipo de construcciones. No obstante se pueden intentar procesos de validación que confirmen o contradigan los fenómenos esperables de una buena clasificación. En este caso se analizó si la clasificación propuesta explicaba las diferencias en los niveles de restricción de actividad por enfermedad o accidente registrada en la Encuesta de Población Activa, con resultados favorables (Regidor, 2001) . Además, posteriormente esta clasificación se ha utilizado en numerosos de estudios y aparentemente ha mostrado una buena capacidad para detectar diferencias de acuerdo con los modelos esperados. La propuesta de la SEE ha sido ampliamente utilizada a partir de su publicación. Esta clasificación se ha trasladado también a la Encuesta Nacional de Salud, lo que posibilita contar con valores de referencia poblacional respecto a la clase social y las comparaciones con los resultados de una amplia muestra de población para algunos resultados en salud.

En 2012 el Grupo de Determinantes Sociales de la Sociedad Española de Epidemiología propuso unas nuevas clasificaciones estandarizadas, presentando dos alternativas: una clasificación siguiendo el esquema EGP y otra con el enfoque neomarxista. Estas propuestas surgen del debate que cuestionaba las limitaciones del modelo EGP, pero fundamentalmente por los cambios en la clasificación de ocupaciones. En 2011 el Instituto Nacional de Estadística presentó una nueva clasificación de ocupaciones que modificaba sustancialmente la de 1994, en el sentido de reducir los grupos y eliminar aspectos como el número de trabajadores de la empresa o la condición de ser trabajador por cuenta propia o no. Dado que la fuente de la clasificación de la SEE es la codificación previa de las ocupaciones, este hecho implicaba la necesidad de actualizar la clasificación SEE-95, como resultado de ello se presentó el nuevo esquema (Domingo-Salvany et al., 2013). Aunque el cambio en la CNO obligó a una adaptación que presentaba la dificultad de no contar con algunas informaciones relevantes en el esquema EGP, esta clasificación ya se está empleando actualmente.

Una de las ventajas de este modelo es que permite construir la clasificación a partir de cualquier fuente que registre la ocupación con la codificación CNO a tres dígitos. Esto es lo que ocurre en algunas operaciones estadísticas, pero lo especialmente relevante es que la CNO es el sistema de codificación que se emplea en el Censo de Población. Este hecho es el que posibilita traducir la variable ocupación del Censo en la asignación de la Clase Social a los individuos o agrupaciones territoriales para los estudios poblacionales observacionales que pueden relacionar clase social con determinados fenómenos individuales, familiares y del entorno. En definitiva es lo que permitirá realizar una aproximación poblacional a la distribución de las clases sociales y sus consecuencias en términos de desigualdad en proyectos de investigación como el que se presenta.

Existe consistencia entre la clase social y los resultados en Salud, pero esta afirmación genérica puede ocultar muchos aspectos fundamentales sobre el postulado. En primer lugar la propia denominación clase social no es un término unívoco y exacto, se trata de un constructo que está condicionado por el modelo teórico en el que se fundamenta, habida cuenta de que existen propuestas clasificatorias puramente empíricas, sin ningún refrendo teórico. Otro aspecto crítico de la medición de la clase social es que se suele basar en el registro de la ocupación con alguna otra información adicional, en el mejor de los casos. El principal problema de esta situación, es que solo puede registrarse en personas que trabajan o han trabajado en el mercado formalmente establecido, lo que lleva a excluir a amplios sectores de la población. También se ha señalado que los indicadores de clase social que se obtienen habitualmente no suelen representar los valores extremos de las

posiciones de clase: ni los grandes empresarios ni las personas más en precario de la sociedad suelen figurar en las encuestas que se realizan, lo cual dificultaría la posibilidad para presentar las desigualdades en salud (Muntaner, Lynch, & Oates, 1999). Otra limitación de esta clasificación es el papel de la clase social en las mujeres, no solo derivado de la menor presencia en la estructura laboral mercantilizada, si no por el impacto que tendría la doble condición de su posición en el mercado de trabajo y en las tareas que se realizan en el hogar y los condicionamientos del entorno social (Borrell, Muntaner, Benach, & Artazcoz, 2004). No obstante, la clase social continua siendo un pilar básico en la descripción e interpretación de las desigualdades en salud (Krieger, 2001) .

I.2.3. El uso de patrones geográficos para detectar desigualdades

La importancia para la salud de los lugares en los que se vive es un hecho destacado desde los comienzos de la Medicina Social y que ha llevado a que los estudios actuales de análisis geográfico identifiquen una fuerte relación entre territorio y los resultados en salud, y que ha llevado a la afirmación "donde tú vives puede matarte" (Bambra, 2016). Numerosos estudios se han centrado en estos efectos y se han encontrado relaciones con la esperanza de vida saludable, las tasas de determinadas enfermedades y otros resultados en salud, tradicionalmente sobre la incidencia de enfermedades infecciosas, y más recientemente sobre la incidencia y prevalencia de enfermedades crónicas (Erikson, 2000) .

Más allá de las diferencias que se encuentran entre diferentes países o regiones de características bien distintas, otro elemento de la nueva "geografía de la salud" se sustenta en intentar caracterizar los espacios físicos más allá de unas coordenadas espaciales, centrándose en definir esos espacios con un contenido referido a los procesos históricos y sociales que por él han transitado y por las características de la población que en ellos habita, se trataría de una visión de la geografía médica más profunda (Erikson, 2000).

Las diferencias geográficas en la salud se han relacionado tradicionalmente con dos elementos: Los derivados de la población que habita en los lugares, y los relacionados con los factores del entorno físico y social que se encuentran en un espacio geográfico determinado. Los factores de la población, tienen que ver en primer lugar con las características básicas de ésta (edad, sexo, etnia, etc...), después se encontrarían los factores relacionados con las conductas que tiene repercusión sobre la salud (como el consumo de alcohol, el tabaquismo o el ejercicio físico), por último tendríamos la posición socioeconómica (o en términos más concretos la clase social) de los individuos, y muy especialmente las situaciones socioeconómicas que afectan a la salud como la pobreza. Los

elementos del contexto en el análisis de las desigualdades geográficas serían tres, en primer término los relacionados con el espacio físico y las condiciones medioambientales, en segundo lugar se encontraría el contexto socioeconómico del entorno (tasa de paro, porcentaje de personas con nivel educativo bajo...), y un tercer a factor a considerar sería el nivel de prestaciones y dispositivos de apoyo disponibles, desde la asistencia sanitaria hasta la existencia de una red de apoyo social (Bambra, 2016) .

Una de las caracterizaciones más frecuentes de las áreas geográficas ha sido la de situar los lugares en función de su situación socioeconómica. Para ello se analiza la composición de la población que reside en esos lugares en función de sus características, un papel muy singular en esta definición ha sido la de considerar el nivel de ingresos, o en sentido inverso, el denominado nivel de privación. A partir de este principio se han construido modelos estadísticos para establecer el papel directo debido a la propia estructura de clases de la población, y de otra parte determinar cuál es el efecto del contexto socioeconómico del lugar. Estados Unidos y el Reino Unido son los países donde las desigualdades geográficas se han estudiado con mayor interés desde mediados del siglo pasado, habitualmente se partía de un modelo que tenía en cuenta una o varias características registradas a nivel individual; otra de las características que tenía esta formulación, era la premisa de que cuanto más pequeña era el área de referencia, más probable era que la población fuese homogénea.

En el contexto del estudio de las desigualdades tenían y tienen un interés especial los instrumentos que permiten identificar áreas desfavorecidas a partir de la construcción de algún tipo de indicador, de esta manera nació el término *deprivación index*, que ha sido traducido como **índice de privación**. Las primeras operaciones en torno a este concepto se realizaron desde la Oficina del Censo del Reino Unido: se pretendía construir un sistema que permitiera, a partir de determinados indicadores obtenidos del Censo de 1971, caracterizar las áreas en un continuo desde el mayor nivel de privación hasta la mayor riqueza; inicialmente se empleó para identificar las variaciones en el nivel de privación en las unidades geográficas y tenerlo en cuenta en el establecimiento de prioridades políticas y la asignación de recursos (Holterman, 1975).

En España, uno de los proyectos más relevantes con indicadores de desigualdad geográfica ha sido el Proyecto MEDEA (<http://www.proyectomedea.org/>). A principios de los años noventa se realizaron proyectos a nivel de ciudades en los que se empezó a introducir la caracterización de las áreas geográficas para valorar su posible relación con la mortalidad, para ello se construyeron o emplearon indicadores que pudieran expresar un mayor nivel de privación utilizando unidades geográficas relativamente reducidas, como son

los barrios de grandes ciudades (Arias et al., 1993). El Proyecto MEDEA supuso un avance considerable en la evaluación de las desigualdades en salud y en la prospección de las políticas y actividades tendentes a mitigarlas; ha tenido distintas oleadas, la primera correspondió al periodo comprendido entre los años 2005 a 2007, entre sus objetivos se encontraba el de construir un índice de privación que resumiera las características socioeconómicas de las secciones censales y conocer patrones de distribución geográfica en las ciudades incorporadas al proyecto. Se trataba entonces de un proyecto vinculado al ámbito urbano y limitado a un número reducido de ciudades. MEDEA no se limitó a construir el índice de privación, si no que su objeto fundamental era la construcción de los patrones de la distribución de la mortalidad en áreas pequeñas (secciones censales) e identificar las asociaciones entre el nivel de privación y la mortalidad general y por causas. Este proyecto ha sido un hito en el estudio de las desigualdades y de los factores ambientales sobre la salud en España, si bien su objetivo ha estado limitado a determinadas ciudades, las de mayor población del país y algunas de tamaño medio, entre las que se encontraban Oviedo, Gijón y Avilés en Asturias.

I.3. El empleo de la mortalidad en los estudios de desigualdades

La mortalidad es un suceso vital que históricamente ha sido empleado para el conocimiento del nivel de salud alcanzado por la población en un espacio geográfico y temporal determinado, de hecho hasta hace unas décadas la mortalidad era la única fuente estable de información acerca del patrón de salud-enfermedad.

Desde los primeros estudios clásicos sobre las desigualdades, el aspecto más evidente en la valoración de los efectos de las desigualdades ha sido el impacto en la mortalidad, como ocurrió con el informe de Chadwick sobre las condiciones de la población trabajadora en Gran Bretaña. En la etapa más moderna de la Salud Pública los referentes más impactantes en el estudio de las desigualdades se han centrado en la mortalidad, los antecedentes son el informe británico sobre la muerte según clases sociales ocupacionales que se publicó desde 1923 o los trabajos de Antonovsky realizados en Estados Unidos a mediados del siglo XX (Antonovsky, 1967). Con independencia de que los estudios e informes sobre desigualdades que han trabajado sobre dimensiones muy variadas, como la incidencia de enfermedades agudas y crónicas, la percepción del estado de salud o la discapacidad; los informes más contundentes y con mayor repercusión social han sido aquellos que se centraban en el impacto sobre la mortalidad.

Se trata de la información que tiene más tradición, debido a que estamos hablando de registros que se consolidaron tempranamente, no tanto por razones estrictamente sanitarias como por la necesidad de control de su población por parte del Estado. Esto hace que desde hace siglos los registros de mortalidad hayan sido regulados y se hayan establecido procedimientos para la explotación de la información, y más adelante para garantizar la calidad de las fuentes. Se considera que el primer modelo de explotación de la información de mortalidad lo construyó William Farr en 1840. En España en 1870 se implanta el Registro Civil, que viene a sustituir a los registros parroquiales preexistentes, y a partir de ese momento se generan estadísticas demográficas continuas. Esto hace que nos encontremos con unos registros consolidados y que permiten realizar comparaciones con las diferencias esperables en función del nivel de desarrollo de cada espacio administrativo. Por ello se puede afirmar que la objetividad del fenómeno y el grado de exhaustividad de los registros hace que los datos sobre mortalidad sean los más empleados para comparar el estado de salud de la población de diferentes países (World Health Organization, 2015) y para valorar las políticas de salud (Higgerson, Pope, Birt, Ameijden, & Verma, 2015) .

La información sobre la mortalidad no se limita al hecho vital sin más. Un elemento añadido crucial es la posibilidad de identificar las causas de muerte. Precisa de la existencia de un procedimiento médico-legal que garantice los circuitos (Cobo Plana, 2002), y de la disposición de profesionales que aporten la información de calidad sobre las causas de muerte. Se trata de procesos que exigen un control continuo y que están sujetos a diferentes problemáticas, como son los cambios en la legislación o los cambios en los sistemas de codificación (Cirera & Vazquez, 1998) . Otro elemento de valor añadido, es que en los procedimientos administrativos que llevan al registro de la muerte se añade información que permite identificar en el nivel poblacional otros factores de carácter demográfico u ocupacional asociados con el fenómeno. Si bien es cierto que en este caso con desigual fortuna, como es el caso de la información sobre la ocupación, que no siempre presenta la calidad mínima necesaria.

Por todo ello, la elevada confiabilidad, la gran amplitud temporal, la exhaustiva cobertura territorial y la posibilidad de obtener información socioeconómica vinculada a la mortalidad, hace que los estudios sobre desigualdades de mortalidad hayan producido las informaciones más llamativas en el afloramiento de las desigualdades en salud (McCord & Freeman, 1990).

La información sobre mortalidad ha tenido dos funciones principales en lo que se refiere a la investigación en Salud Pública. Un primer nivel de las explotaciones de la mortalidad es la que se refiere a los estudios descriptivos, en ellos se presentan los indicadores básicos extraídos del registro, se emplean valores absolutos, tasas brutas y estandarizadas se suelen realizar comparaciones para observar las variaciones temporales o geográficas según las divisiones administrativas establecidas previamente. Otro nivel de explotación sobre la mortalidad corresponde a los estudios analíticos observacionales que pretenden trabajar a partir de hipótesis que deben ser contrastadas con los datos provenientes del registro (Alderson, 1981). Una mención especial merecen los estudios geográficos, que emplean técnicas específicas para realizar descripciones de la distribución de la mortalidad en los territorios para detectar variaciones, pero que también pueden tener un componente analítico, introduciendo factores espaciales en la indagación de los posibles efectos de los factores causales sobre la mortalidad o sobre la distribución desigual de la mortalidad.

Una de las aportaciones clásicas obtenidas a partir de la información de mortalidad, es la construcción de tablas de vida, que permiten establecer la esperanza de vida, como índice sintético positivo que permite la comparación de forma directa entre poblaciones. Un indicador más refinado es aquel que tiene en cuenta, además de la duración de la vida, las condiciones de la vida, introduciendo la esperanza de vida en buena salud. Las

comparaciones de esperanza de vida o alguna de sus variante se han empleado para identificar desigualdades territoriales tanto en España (Gispert, Ramos, Barés, Fernández, & Clot-Razquin, 2007) , como en la comparación entre países (Richardson, Pearce, Mitchell, Shortt, & Tunstall, 2014) . El indicador esperanza de vida permite construir modelos más complejos para el estudios de las desigualdades; permite cuantificar la contribución de las diferencias de las tasas de mortalidad por diversas causas a las diferencias de esperanza de vida entre grupos, convirtiéndose en un indicador sensible para detectar las causas que subyacen tras las diferencias en esperanza de vida (Evans, Whitehead, Diderichsen, Bhuiya, & Wirth, 2002) .

El análisis de las causas de la mortalidad ha sido un acompañante estable del propio estudio de la mortalidad. Aunque inicialmente de forma intuitiva, siempre ha traducido el diferente impacto de unas causas u otras en relación con las edades a las que afectaba o el espacio físico en que se producían. El empleo de mortalidad por causas está reconocido como un instrumento fundamental para el establecimiento de estrategias y políticas sanitarias, y para la evaluación de las mismas. En este sentido la OMS cuenta con el Proyecto Global Burden Disease (GBD), como instrumento de carácter internacional, pero aplicable a cada país, que pretende apoyar en la toma de decisiones («WHO: About the Global Burden of Disease (GBD) project», 2015) . La base central, aunque no única, sobre la que se soporta el proyecto es la presentación de estadísticas por causa de muerte, haciendo especial hincapié en el cálculo de la esperanza de vida ajustada por discapacidad. El GBD ha generado informes de carga de enfermedad y de riesgos globales de ámbito mundial o regional. Un aspecto interesante es que se definió una agrupación de causas de muerte con criterios de evaluación y planificación de para poder comparar entre países y regiones, y para apoyar la toma de decisión de los responsables políticos. La mortalidad por causas tiene una vertiente más próxima a la investigación epidemiológica que indaga en las relaciones causales. En este sentido se han realizado y se realizan estudios que emplean los registros de mortalidad, para describir la relación entre un determinado motivo de defunción y la posible causa o conjunto de causas o determinantes implicadas. También se desarrollan proyectos de investigación de mayor elaboración, que a partir de diseños transversales o longitudinales más complejos pretenden ahondar con mayor precisión en la explicación de los procesos que culminan con la muerte. Esto hace que en los debates sobre las desigualdades, desde sus inicios, tuviera un papel fundamental la cuestión de las causas de muerte (M. G. Marmot et al., 1984), además de que las subsiguientes investigaciones y los informes de las instituciones internacionales han prestado especial atención al comportamiento de las causas de muerte para detallar el nivel de las desigualdades (Mackenbach, 2006).

Un aspecto más refinado del estudio de las causas de muerte es el que tiene que ver con la denominada evitabilidad, que se sustenta en el hecho de que no todas las causas de muerte tienen el mismo valor e implicaciones para la Salud Pública y para los servicios sanitarios. Cuando se pretende evaluar cómo afecta a la mortalidad de las poblaciones la calidad de los cuidados, el impacto diferencial de la posición socioeconómica o de las condiciones del entorno, la pregunta central es si se trata de una situación que podría haberse evitado con tratamientos adecuados o con cambios en las conductas o mejora de las condiciones ambientales, especialmente cuando pretendemos valorar las desigualdades. En España el primer modelo fue denominado de mortalidad innecesariamente prematura y sanitariamente evitable (MIPSE), y a partir de él se generó un mapa de comparación de mortalidad por causas evitables por comunidades autónomas (Ministerio de Sanidad y Consumo, 1989), después se han ido sucediendo distintas propuestas, recientemente los trabajos se han centrado en la evolución de la mortalidad evitable con respecto a la mortalidad general y en la comparación entre diferentes territorios (Vergara, Benach, Martínez, Buxó Pujolràs, & Yasui, 2009) .

Una de las limitaciones tradicionales que presenta la información sobre la mortalidad, es la discordancia entre la fuente de la información de las defunciones y la fuente de datos de la población en las que éstas se producen. Este fenómeno es importante porque la existencia de denominadores es lo que permite elaborar tasas, la unidad básica para cualquier valoración del impacto relativo de la mortalidad y para la comparación temporal o espacial. Habitualmente en demografía se emplean valores medios o estimaciones de población que provienen de otras fuentes: información padronal, estimación a partir de datos censales, correcciones basadas en informes de Movimiento Natural de la Población, etc... El hecho es que cualquiera de estas estimaciones implica una cierta pérdida de exactitud, no tenemos la seguridad de que el efecto que estudiamos realmente pueda ocurrir en la población que empleamos como referencia y que entenderíamos, en una visión epidemiológica, como "sujeta a riesgo". Este problema no tiene una gran importancia cuando se trata de evaluar el comportamiento de grandes fenómenos demográficos, pero sí cuando pretendemos realizar estudios que trabajan con pequeños grupos de población en los que pretendemos evaluar determinados riesgos. Esta situación es la que se denomina sesgo numerador/denominador (Spagnolo, 1985) .

Para afrontar la problemática del sesgo numerador/denominador desde hace años se han propuesto procesos de enlace de registros ("record-linkage"), inicialmente se probaron en estudios limitados y con procesos de conexión muy sencillos, pero su uso se ha ido extendiendo. Este sistema consiste en conectar diferentes registros a través de un

identificador clave común a los registros, de forma que se puedan extraer datos de distintos ámbitos con fines de investigación, en ocasiones se puede establecer el identificador desde el primer momento para el seguimiento, pero en otros casos es preciso establecer sistemas de enlace basados en información compartida en los registros, como el nombre o la fecha de nacimiento, empleando sistemas de enlace más o menos automatizados. La referencia de este modelo es el "Longitudinal Study" de Inglaterra y Gales que se diseñó de forma que se seleccionaba una muestra de la población del Censo de 1971 y que se enlazaba con la información de otras fuentes para poder hacer un seguimiento de los acontecimientos biográficos relevantes en la cohorte (Office of Population Censuses and Surveys, 1973). Este sistema permite recoger variables de carácter diferente, y la información de que se puede disponer no se restringe a la que pueda existir en el registro de mortalidad. Además, al incluir la metodología epidemiológica de los estudios de cohortes permite otras posibilidades que estaban limitadas con los estudios transversales, en concreto permite emplear denominadores de persona-tiempo y el cálculo de tasas de incidencia y otros procedimientos estadísticos más complejos y promisorios. En la actualidad los sistemas de seguimiento de cohortes son moneda habitual, tanto para el seguimiento de múltiples causas de muerte o factores implicados, como para una finalidad más concreta como puede ser el cáncer o el seguimiento de las desigualdades (Bopp et al., 2009; Kuh et al., 2011). No obstante, no todos los países disponen de proyectos nacionales o regionales de cohortes estructuradas, en esos casos se debe recurrir a procedimientos específicos que establezcan a posteriori los enlaces de ficheros para los estudios longitudinales.

Así pues, consideramos que el estudio de la mortalidad se muestra como un instrumento adecuado para la valoración de desigualdades, tanto en lo referente a las características individuales y del entorno próximo como en las disparidades en la distribución geográfica.

I.4. Situación de Asturias en el periodo de estudio

I.4.1. Contexto general, empleo y clases sociales

A continuación presentaremos la situación del contexto socioeconómico de Asturias durante el periodo de desarrollo del estudio: entre 2002 y 2008. Comenzaremos por el contexto económico, para pasar a definir las consecuencias en términos de distribución del mercado de trabajo y situación sociolaboral, además del impacto demográfico de las transformaciones sociales y económicas del siglo XX en su último decenio en el territorio asturiano. Para ello emplearemos entre otra documentación los informes generados por el Consejo Económico y Social de Asturias (CES) y por la Sociedad de Estudios Económicos e Industriales de Asturias (SADEI). En cuanto al marco territorial, señalar que la Comunidad Autónoma del Principado de Asturias está situada en el Noroeste de España, con una superficie de 10.604 kilómetros cuadrados y una población de 1.062.998 según el censo de 2001 y cuenta con 78 municipios.

A nivel internacional los comienzos del siglo XX estuvieron condicionados por el efecto que tuvieron los acontecimientos del 11-S en Nueva York sobre la economía mundial. En concreto, el conjunto de medidas de la administración estadounidense para eliminar incertidumbres económicas se tradujeron en un periodo de crecimiento sostenido relacionado con una elevada liquidez, la expansión del gasto militar (relacionado con los conflictos de Afganistán e Iraq) y la desregulación del sistema financiero (CES, 2008). Esto provocó el período de mayor crecimiento económico mundial desde las crisis energéticas de los años sesenta, que se tradujo también en Europa y en España. El PIB per cápita en 2008 en Asturias era de 22.559 euros, entre 2000 y 2008 había crecido un 72,5%, situándose el último año en un 94% del nivel español; la media de crecimiento anual en ese periodo en términos de PIB anual, fue 2,8%, el mayor crecimiento ocurrió en el año 2006, momento en el que alcanzó el 4,2%. Debe indicarse que el porcentaje de crecimiento del periodo incluye la caída hasta el 1,2% que se produjo en 2008, preludio de la crisis internacional que ya comenzaba a mostrar sus efectos (CES, 2009).

En cuanto a la estructura productiva, en 2001 el mayor peso lo tiene el sector servicios, que representa el 64,7% de la población ocupada; le siguen en importancia el sector industrial y la construcción, que representan respectivamente el 17,9% y el 11,6% de las personas ocupadas; la agricultura representa el 5,8% de la población ocupada. Estos indicadores muestran un modelo que pasó de una estructura relativamente atrasada a otra de corte más moderno. Las transformaciones sectoriales más profundas que se produjeron

en esos años fue la disminución del 66% de la mano de obra dedicada a la minería y del 60% en el caso de la agricultura entre 1996 y 2006 (CES, 2008), siendo éstos los indicativos más relevantes de la transformación reciente de la economía asturiana.

En 2001 la tasa de actividad en Asturias (la relación entre la población ocupada o buscando empleo respecto a la población mayor de 15 años) era de 42,9%, una de las más bajas de España. En el periodo de estudio, debido al crecimiento económico, se produce un incremento de la población activa (49,9% en ambos sexos, 40,7% en mujeres y 60% en hombres), pero que no llega a alcanzar la media nacional; este incremento de la tasa de actividad fue más intenso en la población femenina, pero aún estaba lejos del nivel nacional (58,3%). Dentro del proceso de asalarización secular, Asturias contaba en 2001 con un 79% de asalariados respecto al total de población ocupada (Fundación BBVA & Ivie, 2008), entre 2001 y 2008 este valor fluctuó levemente, pero se mantuvo en niveles elevados (CES, 2009).

En cuanto a la situación del desempleo, en el inicio del periodo se provenía de una situación de crisis que había provocado unas elevadas tasas de paro, dentro de la situación habitual de España en el siglo XX, caracterizada por una estructura productiva incapaz de posibilitar empleo para toda la demanda existente. La tasa de desempleo en 2001, según la Encuesta de Población Activa (EPA) se situaba en Asturias en 14,1% y en España en 13,0%; en 2008 la asturiana se situaba en 8,5% mientras la española en 11,3%. El mayor nivel en España el último año reflejaba una nueva crisis que emergía suavemente y que tardó algo más en mostrar sus efectos sobre el empleo en Asturias, ya que en los años intermedios la tasa de paro era ligeramente superior en Asturias. Respecto a la situación por sexo se detectan diferencias importantes, el último año la tasa de desempleo en mujeres era 11%, mientras que en los varones era 6,4%. Además se producía una gran diferencia entre el desempleo en jóvenes (21,6%) con respecto a las personas adultas (7,3%) (CES, 2009). La situación se podría resumir afirmando que el periodo del estudio coincide con uno de los mejores momentos con respecto al mercado laboral en la historia reciente.

Como ya se ha señalado, existen diferentes posiciones ante el análisis de las clases sociales, que de una forma muy reduccionista se podrían presentar como los postulados de Goldthorpe y los de Wright, que ya han sido comentados. Lamentablemente, no se dispone de instrumentos rutinarios precisos para analizar desde ninguna de las dos ópticas la situación de la sociedad asturiana. Emplearemos la aproximación que proponen González y Requena (2008) para realizar el análisis de clases a partir de la información que aporta el INE en el indicador Condición Socioeconómica, que se elabora tanto para los informes de la EPA como en las explotaciones del censo. La propuesta agrupa las 18 categorías iniciales

en conglomerados que vienen a representar las tipologías de las clasificaciones de Golthorpe o de Wright, con desigual fortuna.

En primer lugar se propone evaluar la tasa de asalarización del empleo no agrario, para eliminar otros factores distorsionantes que pueden tener la economía y el empleo de recursos humanos de la agricultura. Si empleamos los datos del censo, la tasa de asalarización en Asturias se sitúa en 82,7% y en España en 83,8%. Este nivel se venía manteniendo desde la década de los años setenta con ligeras fluctuaciones relacionadas con los diferentes ciclos económicos, pero sin grandes cambios, esto significa que los autónomos no agrarios se mantienen también en un nivel estable, seguramente en relación con las estrategias de externalización de costes salariales por parte de las empresas. El otro aspecto que se debe analizar es el tipo de cualificación de la fuerza de trabajo. En primer lugar destaca el papel de la clase de servicio, en términos neoweberianos, constituida por los directores, profesionales, técnicos y supervisores. La clase de servicio representa la cuarta parte del empleo tanto en Asturias como en España, su peso se fue incrementando de forma lineal a lo largo del último cuarto de siglo, debido a las modificaciones de las estructuras productivas (González & Requena, 2008). En la otra cara de la cualificación se encontrarían las categorías inferiores del modelo de Golthorpe, que coincidirían con el proletariado según las posiciones marxistas estructuralistas: los trabajadores manuales cualificados y los trabajadores no cualificados. Los primeros representan el 23,6% del total de trabajadores en Asturias y el 23,3% en España, el contexto es el de un proceso continuo de pérdida de peso en el último cuarto de siglo XX a expensas fundamentalmente del empleo industrial. Los trabajadores no cualificados representaban el 17,3% de los trabajadores en Asturias y el 16,9% en España, según el Censo 2001, lo que hace que sea el segundo grupo más numeroso en todos los casos; este grupo mantuvo en España un crecimiento continuo desde 1975 (González & Requena, 2008).

En los comienzos del siglo XXI se apreciaba una estructura con fuerte peso de la clase de servicio vinculada al sector servicios, pero al tiempo se producía un crecimiento de los empleos no cualificados, que ha llevado a postular la existencia de un fenómeno de polarización de la estructura ocupacional. Los años de bonanza económica modificaron ligeramente los perfiles, pero las tensiones subyacentes sobre la estructura social acabaron mostrando que esa tendencia a la polarización era real, llevando al surgimiento de una nueva categoría que atravesaría algunas de las concepciones tradicionales del siglo anterior, conocida como el precariado (Standing, 2013).

I.4.2. Pobreza, sistemas de protección social y de atención sanitaria

Para valorar la situación en Asturias al inicio del periodo de estudio, debemos remitirnos al informe Pobreza y exclusión social en el Principado de Asturias (Pérez, Rodríguez, & Trujillo, 2004), pero que solo nos permite conocer la situación previa, sus fuentes fundamentales son la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares del Instituto Nacional de Estadística (INE), el trabajo se apoyaba también en el estudio "Las Condiciones de Vida de la Población Pobre en el Principado de Asturias" de la Fundación FOESSA que tenía como referencia la situación en 1996. En 1999 el porcentaje de hogares pobres en Asturias se situaba en el 7,3% (se estima que significaba unas 80.000 personas) mientras en España era de 12%, empleando el criterio de poseer unos ingresos inferiores al 50% (se refiere a ingresos equivalentes) de la renta media disponible a nivel nacional. Cuando se toma como referencia la renta media asturiana, en Asturias existía un 10,5% de hogares en situación de pobreza, de ellos la mayor parte se encontraban en la situación de precariedad (8,3%), frente a un escaso 0,2% de casos de pobreza extrema (Pérez et al., 2004).

En cuanto a la evolución de la pobreza en Asturias durante el estudio, podemos emplear la monitorización que realiza el INE a partir de la Encuesta de Condiciones de Vida con indicadores armonizados con la Unión Europea. La Tasa de Riesgo de Pobreza para cada comunidad autónoma se define como el porcentaje de personas con ingresos por debajo del umbral de la pobreza, situado éste en el 60% de la mediana de los "ingresos equivalentes" anuales, tomando como referencia el valor nacional. En Asturias en 2003 esta tasa se encontraba en 13,6%, y pasó a 13,2% en 2008; en España en los mismos años la pobreza se encontraba en un mismo valor: 20,1 (INE, 2014). En resumen, el periodo de crecimiento económico en Asturias que estudiamos representó una ligera mejoría en la tasa de pobreza, pero sin que alcanzara a significar un cambio importante de la situación de pobreza.

En cuanto a la Seguridad Social y sistemas similares, señalar que a partir de 2003 se produjo un incremento constante del número de pensiones contributivas, acompañado de un crecimiento progresivo de su importe medio, que pasó de los 600 € en 2001 hasta los 866 € en 2008, en España en 2008 ese valor era 720 €. En cuanto a la modalidad de pensiones contributivas, la mayor particularidad es que en Asturias en 2008 el 12,2% eran por invalidez permanente, mientras en España correspondía al 10,8%. La diferencia fundamental entre Asturias y España era la cuantía de las pensiones; durante el periodo del estudio Asturias era la segunda comunidad por cuantía media, a continuación del País Vasco.

En 2005 se estableció el Salario Social Básico de Asturias (Principado de Asturias, BOPA, 2005), que venía a mejorar el Ingreso Mínimo de Inserción preexistente. Así es que

el estudio se desarrolla en pleno proceso de creación y desarrollo de un instrumento diseñado para mejorar las situaciones de mayor riesgo y exclusión social. Este mecanismo llegó a beneficiar a 14.000 personas en el año, con una ayuda de 504 euros para las aportaciones del módulo básico y complementario. Lo importante para la utilidad de este trabajo es describir el perfil de las personas beneficiarias, para ayudar a trazar las circunstancias de las desigualdades. En este caso las personas beneficiarias eran mayoritariamente mujeres (63%), menores de 34 años o mayores de 65 que encabezaban unidades reducidas, de dos o tres miembros (CES, 2009). Este sería el perfil en el que se encontraban las bolsas de pobreza en Asturias.

El inicio del estudio coincide con la asunción de las transferencias de las competencias en materia de asistencia sanitaria desde el gobierno central en 2002. Según la Encuesta Nacional de Salud el 86,1% de la población contaba con cobertura exclusivamente a cargo del sistema sanitario público en Asturias, por encima de los resultados nacionales, y solo el 0,3% tenía cobertura exclusivamente privada mientras en España era de 1,4%. El SESPA (Servicio de Salud del Principado de Asturias) tenía una amplísima cobertura poblacional. En términos de gasto, representaba un peso importante en los presupuestos de la Comunidad Autónoma, entre 2002 y 2007 el gasto sanitario público creció un 45%, pero aún así se mantuvo constantemente en un porcentaje ligeramente superior al 6% del PIB asturiano, destacar que Asturias era una de las comunidades con mayor gasto por persona protegida en ese periodo (Elola, 2010).

La estructura del SESPA está configurada territorialmente en ocho áreas sanitarias que son mayoritariamente coincidentes con las comarcas definidas por la administración del Principado de Asturias. El sistema sanitario asturiano estaba bien valorado por los ciudadanos en esos momentos: según el Barómetro Sanitario del CIS de 2008 el 48% de la población consideraba que el sistema funcionaba bien, un resultado cuatro puntos por encima del obtenido en 2000; y el 17% consideraba necesarios cambios fundamentales, tres puntos por debajo del resultado ocho años antes. La valoración del sistema por parte de la ciudadanía se encontraba entre las tres mejores de España. En cuanto a la valoración global del sistema sanitario, si nos remitimos al informe que se realizó a instancias del Consejo Económico y Social de Asturias en 2008, se considera que estamos ante un sistema con una gran cobertura poblacional, un elevado nivel de legitimación social, unos gastos por persona protegida crecientes, con una gran estabilidad en la actividad de los servicios, listas de espera no preocupantes en términos agregados y algunos espacios de ineficiencia derivados especialmente del modelo de ordenación territorial y funcional de los servicios (Elola, 2010).

Como conclusión podríamos decir que nos encontramos en este periodo con un servicio regional de salud, inmerso en un modelo de Sistema Nacional de Salud, con amplísima cobertura poblacional, una financiación aceptable para sus cometidos básicos, pero con problemas de orientación del servicio y de configuración territorial.

I.4.3. Estructura, dinámica y distribución territorial de la población en Asturias

En este apartado nos referiremos a los cambios en el tamaño, la estructura y la distribución de la población, que son resultados inmediatos de cambios en el movimiento natural de la población y de las migraciones, pero que se encuentran siempre condicionados por las transformaciones de orden más estructural, como son los cambios del modelo productivo y de la concreción de los mecanismos de desarrollo socioeconómico en cada momento histórico.

La población entre 2002 y 2008 pasó de 1.073.971 a 1.080.138 en términos de población padronal a uno de Enero. Esto significa un crecimiento de 0,6% en el periodo, este muy discreto incremento se debió especialmente al acontecido en 2008 (0,5% de incremento respecto al año anterior), ya que en varios de los años de la serie se produjeron pérdidas de población (CES, 2009), de forma que en 2007 llegó a ser la única comunidad que perdía población en España (CES, 2008). En definitiva, nos encontramos con una población de volumen casi constante.

Según el Censo de 2001 el 2,35% de la población era extranjera, una proporción bastante menor que la de España en ese momento. Durante el periodo del estudio, motivado por el crecimiento económico, se produjo un incremento de la inmigración exterior que llevó a que en la población de Asturias se alcanzara un 3,8% de personas extranjeras residentes, situación distante de la que se llegó a alcanzar en España (11,6%). La población extranjera era mayoritariamente extracomunitaria, los países de procedencia más frecuentes fueron Ecuador y Argentina. La pirámide de edad de esta población muestra una estructura joven que se concentra en los tramos de edad intermedia. Las principales ocupaciones de esta población se encontraban en 2007 en el sector de servicios del hogar y la hostelería (CES, 2008).

Con respecto a las salidas de nacionales desde Asturias hacia el extranjero, es un fenómeno que se mantuvo en el período, pero con niveles bajos, en torno al medio millar de migrantes anuales. Esta migración se produce por parte del grupo de población joven, mayoritariamente con destino a la Unión Europea y Estados Unidos, y fuertemente feminizada (CES, 2008).

En cuanto a los movimientos de población con respecto a España, se encontraban en saldo negativo a comienzos del estudio pero en 2007 y 2008 alcanzaron un saldo favorable de 315 y 973 personas en términos absolutos entre las de nacionalidad española (SADEI, 2013c). En todo caso los movimientos no eran muy relevantes y nunca superiores a tasas de 5 por diez mil habitantes. De las personas que salieron de Asturias en 2007 hacia el resto de España el 80% eran nacionales y de ellos el 78% eran menores de 45 años (SADEI, 2013a).

Los movimientos de población dentro de la comunidad autónoma se incrementaron con respecto al decenio anterior, superando a partir de 2002 la tasa de 15 personas por mil habitantes que modificaban su municipio de residencia; este fenómeno afecta a edades medias y presenta un balance ligeramente favorable hacia las mujeres. De esos movimientos, cerca del 60% implicaron un traslado a un municipio de otra comarca, en estos casos el movimiento también afectaba en mayor medida a las edades medias con una cierta preponderancia de las mujeres (SADEI, 2013b)

La característica más relevante de la estructura poblacional asturiana es su elevado grado de envejecimiento. En 2007 Asturias contaba con el 10% de su población menor de 15 años, mientras que en España el porcentaje era un 50% superior. En Asturias el 21,9% de la población era mayor de 64 años mientras en España era el 16,7% en 2007 (Fundación BBVA & Ivie, 2008). Cuando se observa la pirámide de población asturiana en este período se aprecia un acusado estrechamiento por la base, mientras que los grupos etarios mayores de 70 años adquieren un peso creciente. Asturias fue en 1978 la primera región española en quedar por debajo del umbral teórico de reemplazamiento generacional, a la que siguieron rápidamente algunas otras del Noroeste y centro de la península ibérica. En el periodo de 2001 a 2008 el proceso de envejecimiento continuó, a pesar de discretos repuntes de la natalidad, del incremento de la inmigración y el retorno de nacionales emigrados. En 2007 Asturias presentaba un Índice Sintético de Fecundidad de 1,0 hijos por mujer, el resultado más bajo de España, que a su vez era uno de los países de la Unión Europea con un índice menor (CES, 2008). Otra de las características de Asturias, relacionada con lo anterior, es su elevada mortalidad, en 2007 era de 11,9 por mil habitantes, la más elevada de todas las comunidades autónomas. El crecimiento vegetativo de la población se mantuvo en niveles negativos en el periodo de estudio, este hecho venía siendo así desde 1985, y no se modificó por el crecimiento de los nacimientos a partir de 1999, acompañaban a Asturias en este fenómeno Galicia y Castilla y León. Todo lo expuesto lleva a situar a Asturias como modelo de extremo envejecimiento poblacional, lo que ha llevado a denominar la situación como el "invierno demográfico asturiano" (Hernández, 2010).

Al igual que la dinámica poblacional está condicionada por las transformaciones sociales de la población de determinado ámbito geográfico y del entorno, la distribución territorial es expresión de los cambios en las condiciones de vida y de los determinantes estructurales de éstas. Durante el siglo XX se produjeron pérdidas poblacionales en la mayoría de los municipios de Asturias a favor de la banda territorial formada entre Avilés y Gijón en el Norte y Lena y Aller en el Sur. Este movimiento respondía a los cambios en el modelo productivo asturiano (del agrícola a la industria, la minería y el sector servicios) y su localización territorial. Supuso una profunda transformación de una población eminentemente rural hasta un poblamiento centrado en núcleos industriales y de servicios fuertemente urbanizados. Los municipios con mayor crecimiento en términos absolutos fueron Gijón (creció en más de doscientos mil habitantes en la centuria), Oviedo, Avilés y Langreo. Entre 2001 y 2007 se mantuvieron los cambios, con ciertos matices, en este periodo lo que se observa es el incremento de población en el centro de la región hasta Gijón, con la particularidad del crecimiento moderado en algunos municipios del Oriente de la región. El mayor incremento poblacional se produjo en Oviedo (crecimiento superior a los quince mil habitantes), presentando valores positivos los municipios de Siero, Llanera y Ribera de Arriba que forman parte del anillo alrededor de Oviedo; el segundo municipio en crecimiento fue Gijón (más de siete mil habitantes) que junto con Villaviciosa y Carreño configuran otro polo; el tercer polo de la zona central asturiana se centraría en Avilés, que en el período no presentó crecimiento poblacional, pero sí otros municipios limítrofes (Castrillón y Corvera). También se produjeron incrementos poblacionales en los municipios de Parres, Cangas de Onís y Llanes, en el Este de la región. En sentido contrario, las mayores pérdidas de población en términos absolutos se produjeron en los municipios de la zona al Sur de la capital hasta la Cordillera Cantábrica: en Mieres, Aller y San Martín del Rey Aurelio, en todos los casos las pérdidas superaron el millar de habitantes entre 2001 y 2007 (Fundación BBVA & Ivie, 2008).

Una de las características más importantes en la distribución de la población es su concentración en grandes núcleos urbanos, el 45,6% de la población residía en las dos ciudades de más de cien mil habitantes. El proceso de concentración de la población no consiste solamente en el cambio del número de efectivos de unas zonas a otras, sino que representa e implica profundas transformaciones en las características demográficas del territorio. El más destacable es el extremo envejecimiento de las zonas alejadas del centro de la región, si lo valoramos en términos del Índice de Envejecimiento (promedio de mayores de 64 por cada 100 menores de 15 años) se observan valores muy acusados: 321 en la comarca oriental, 296 en la comarca de Eo-Navia y 284 en la comarca del Caudal.

Como punto de comparación, la comarca de Oviedo tiene un índice inferior a 200 (SADEI, 2009).

La concentración de la población en el área central asturiana ha ido configurando una auténtica conurbación, los núcleos de referencia han sido: Avilés (núcleo de la industria pesada), Gijón (actividad industrial y comercial) y Oviedo (centro de servicios y comercio), a partir de ellos se desarrollan espacios para dar lugar a equipamientos logísticos y auxiliares de las empresas principales. La presión demográfica provocó la ocupación de espacios urbanizables en los municipios próximos a los núcleos centrales. Al tiempo las cuencas mineras que fueron un foco de atracción por la minería y la industria vinculada a la metalurgia durante el siglo pasado, pasaron a convertirse en donantes de población para la nueva área metropolitana. La resultante es que cerca del 80% de la población asturiana se situaría en este nuevo marco territorial, aún de límites imprecisos, pero identificable en todos los informes sobre la Asturias del siglo XXI, en el que se entremezclan espacios industriales, cabeceras de servicios, espacios logísticos, áreas comerciales, ciudades dormitorio y grandes vías de comunicación (Fernández, 2007).

La conclusión de lo expuesto lleva a situar a Asturias como modelo de envejecimiento poblacional, condicionado por los factores del movimiento natural de la población junto con un insuficiente aporte por parte de los procesos migratorios. Con una distribución de la población en el territorio muy desigual: un área central envejecida en un modelo de sociedad posindustrial y unas zonas periféricas con un nivel de envejecimiento extremadamente elevado.

II. JUSTIFICACIÓN

La presencia de las desigualdades en salud es un hecho contrastado, como hemos intentado mostrar en la introducción de este trabajo. Otro aspecto a dilucidar sería la importancia de las desigualdades en los resultados en salud de una determinada población, y la evolución del impacto de esas desigualdades a través del tiempo. Existen autores que defienden que se trata de uno de los asuntos cruciales de la salud pública (Benach, 1997). Las primeras aproximaciones a la problemática de la desigualdad social desde la década de los años noventa del siglo pasado mostraron resultados muy llamativos. La magnitud del nivel de riesgo que se asociaba a la existencia de estas desigualdades hizo que Wilkinson (1994) llegara a señalar que si los niveles de riesgo encontrados se derivaran de una exposición a tóxicos, entonces "las fábricas serían cerradas y las poblaciones evacuadas de las áreas contaminadas" (p. 1113). Todo parece indicar que desde la década de los años ochenta las desigualdades en mortalidad se han incrementado, se haya acompañado este fenómeno o no con incrementos en la mortalidad general o por grupos de edad.

Los factores estudiados han sido variados: nivel de estudios (Bopp et al., 2009), género (Bambra et al., 2009) o clase social (Muntaner et al., 2009); todos ellos indicadores de la posición del individuo en la sociedad. Los estudios muestran que las desigualdades se dan en todos los países de las regiones desarrolladas, si bien que con algunas diferencias (Van Hedel et al., 2015), pero que en una u otra medida se mantienen en la actualidad (Mackenbach et al., 2015). Otro de los aspectos a tener presente, es que todo parece indicar que el crecimiento por sí mismo no mejora la equidad (Wilkinson, 1994), y que son las condiciones del crecimiento o las políticas orientadas a éste lo que puede obtener resultados en las mejoras de la equidad en salud (Marmot, 2007) .

Respecto al conocimiento sobre la situación de las desigualdades en salud en España podemos establecer dos periodos: Una primera etapa situada en los últimos años del siglo XX y otra en los inicios del siglo XXI. La primera etapa se caracterizaría por la escasez de estudios sobre desigualdad, con investigaciones puntuales, excepto en la ciudad de Barcelona que mantuvo una línea de investigación en este sentido. Destaca en este periodo el informe "Desigualdades sociales de salud en España" (Navarro & Benach, 1996) elaborado por una comisión encargada a tal fin. Tuvo escasa repercusión, aunque presentaba algunos aspectos alarmantes, como el gradiente social para algunas enfermedades, las desigualdades en la mortalidad o el incremento de la desigualdad dentro de las comunidades autónomas más pobres. Destaca también en este periodo la publicación del libro "*Diferencias y desigualdades en salud en España*" que revisó el estado de la cuestión en ese momento, que llevaron a cabo Regidor, Gutierrez-Fisac y Rodríguez (1994).

La segunda etapa en el conocimiento y actuación sobre las desigualdades podría tener como referencia el informe del año 2004 de la Sociedad Española de Salud Pública y Administración Sanitaria (Borrell, García-Calvente, & Martí-Boscà, 2004) y en el despliegue de las actividades del Proyecto MEDEA (Proyecto MEDEA, s. f.), así como en la colaboración en otros proyectos europeos y la adscripción a redes de investigación internacionales. Es decir, que se amplía el nivel de conocimiento sobre las desigualdades, su tamaño y distribución, e incluso desde nuevos puntos de vista, como es el caso del enfoque de género. Además se incorporaron nuevos equipos de investigación, como en el País Vasco, Andalucía o Valencia que permitieron dibujar con mayor precisión las características de las desigualdades. A esto hay que añadir la introducción en la agenda política de las desigualdades en España, muchas veces de la mano de las prioridades de la UE (Ministerio de Sanidad y Política Social, 2010), y que llevó a una revisión de los procesos causales de la desigualdad, la descripción de la situación en España y el establecimiento de un marco estratégico de actuación (Ministerio de Sanidad y Política Social. Comisión para reducir las desigualdades sociales en salud en España, 2015).

Uno de los problemas más importantes con los que se encontraban los proyectos sobre desigualdades, cuando pretendía disponer de información poblacional amplia y especialmente si se refería a mortalidad, eran las dificultades para el acceso a datos individualizados, debido a las restricciones que imponía y sigue imponiendo la legislación sobre protección de datos. La consecuencia de esta situación es que la mayor parte de los proyectos se dirigieron a enfoques que eludieran estas restricciones. Un sendero alternativo fue el empleo de enfoques "proxy", así como que el abordaje de la descripción e incluso de los condicionantes de la desigualdad se hiciera a través de enfoques ecológicos. De esta manera se eludían muchas de las dificultades por la no disponibilidad de información individualizada; este enfoque presenta la ventaja de que apunta a condiciones del "ambiente", con lo cual incluso permite una aproximación consistente con muchas de las teorías que señalan un papel central a las condiciones del medio ambiente material y social en que se desenvuelve la vida de las personas. Pero no deja de ser extraño que las características individuales que son indicadores de la PSE como el nivel educativo o de ingresos deban extraerse a partir de la asignación de variables de la colectividad.

En España se ha publicado una evaluación de los cambios en las desigualdades en la mortalidad en las ciudades incluidas en MEDEA, entre las que se encuentran Oviedo, Gijón y Avilés (Marí-Dell'Olmo et al., 2016); a pesar de la relevancia de este tipo de estudios, presentan algunas limitaciones (Regidor et al., 2015). Esta es la razón por la que se pretende realizar un trabajo de base individual, que permita una asignación de riesgos más próxima a las condiciones de vida de los individuos.

En Asturias existe el Observatorio de Salud (Observatorio de Salud del Principado de Asturias, 2017), que recopila una cantidad relevante de información de distintas fuentes, y que utiliza un enfoque de determinantes de la salud para estructurar esa información. Recoge información de datos individuales de diferentes fuentes, especialmente de la Encuesta de Salud de Asturias que se realiza periódicamente la Consejería de Sanidad. Pero no ha realizado un estudio específico sobre mortalidad y clases sociales, y su nivel de análisis territorial se centra en el municipio o ámbitos supramunicipales.

Hay datos de carácter individual que han podido ser manejados con menos restricciones que la clase social ocupacional, como es el caso del nivel educativo. Esto hace que sea habitual que los estudios equiparen directamente la posición socioeconómica con el nivel de estudios alcanzados. Esta perspectiva no es, ni mucho menos, errada pero limita la posición socioeconómica y hace que se pierdan matices en la interpretación de las desigualdades. Aunque no hay posturas unánimes al respecto, hay autores que señalan que el nivel educativo y la posición socioeconómica no pueden intercambiarse (Geyer, Hemström, Peter, & Vågerö, 2006), si bien esta situación depende del papel asignado a la educación dentro de los mecanismos de promoción en la escala social en cada modelo de sociedad. Además, utilizar solo el nivel educativo significa pasar por alto el papel de la ocupación, que en sí misma representa un conjunto de riesgos, incluso materiales, que giran en torno a las condiciones del empleo; y obviar todas las teorías sobre la posición de clase y las estructuras de poder y su relación con la salud que ya hemos comentado. Por esta razón se ha optado por utilizar la clase social en el presente trabajo.

También se ha optado por focalizar el estudio de las desigualdades en el grupo de edades medias. Esto se debe a que habitualmente en la población mayor de 65 años las desigualdades por posición socioeconómica se hacen menos evidentes. Además la obtención de la clase social en las personas no ocupadas, como es la situación más frecuente en mayores de 65 años, es muy complejo e inalcanzable con los recursos de información de que se dispone.

Dado que no existe en Asturias un estudio que evalúe el impacto de la desigualdad socioeconómica en la mortalidad de forma sistemática y a medio plazo, y que no se han hecho aproximaciones desde la perspectiva de la clase social, se considera que está plenamente justificada la realización de un estudio que tenga como objetivo la identificación de las desigualdades en mortalidad general y por causas según la clase social ocupacional, la situación de empleo, el nivel educativo y el territorio en la población de Asturias entre 2002 y 2008.

III. OBJETIVOS

Hipótesis

En Asturias existe un nivel de desigualdad en la mortalidad similar al de países y regiones de nuestro entorno. Este nivel de desigualdad se puede estimar en función de medidas de posición socioeconómica, de situación laboral o por motivos vinculados al territorio, y presenta características diferenciadas entre hombres y mujeres.

Atendiendo a esta hipótesis se plantea los siguientes objetivos.

Objetivo General

Identificar las desigualdades en la mortalidad general y por causas relevantes según sexo, la clase social ocupacional, la situación de empleo, el nivel educativo y el territorio en la población de Asturias entre los años 2002 y 2008.

Objetivos Específicos

- 1) Evaluar las diferencias en la mortalidad general en hombres y mujeres entre 40 y 64 años, según clase socio-ocupacional y nivel de estudios en relación con poblaciones similares.
- 2) Evaluar las diferencias en la mortalidad en hombres y mujeres entre 40 y 64 años, por las agrupaciones de causas de muerte más relevantes según clase socio-ocupacional y nivel de estudios en relación con poblaciones similares.
- 3) Cuantificar el efecto del desempleo sobre la mortalidad en las personas entre 40 y 64 años, y comparar con otras referencias nacionales.
- 4) Identificar situaciones de desigualdad en la mortalidad general en hombres, en mujeres y conjunta en ambos sexos a través de la representación en mapas de su distribución geográfica por áreas pequeñas.
- 5) Identificar situaciones de desigualdad en la mortalidad por causas seleccionadas en hombres, mujeres y conjunta en ambos sexos a través de la representación en mapas de su distribución geográfica por áreas pequeñas.

IV. METODOLOGÍA

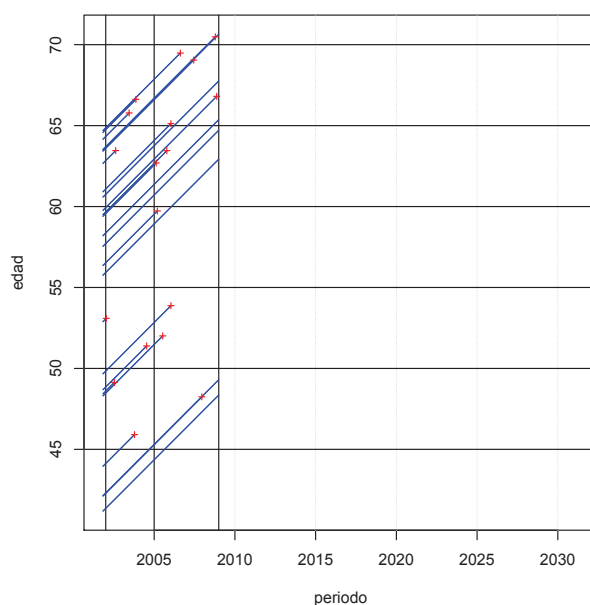
IV.1. Diseño del estudio y manejo de datos

Se utilizaron dos diseños diferentes. Para los objetivos 1 a 4 se empleó un diseño de cohorte histórica reconstruida con los datos del censo, sobre la cual se estimaron las diferentes medidas de efecto. Para los objetivos 5 y 6 se utilizó un diseño de representación geográfica basado en las razones de mortalidad estandarizadas suavizadas con procedimientos bayesianos a nivel de sección censal.

Los datos de defunciones provenían de un fichero suministrado por el Instituto Nacional de Estadística (INE) en virtud de un convenio con la Universidad de Oviedo para la cesión de datos de defunciones por causa de muerte (Protocolo de cesión de 4 de Marzo de 2011). Los datos contenían el cruce de los registros individuales de la población residente en Asturias según el Censo de 2001 con los registros de mortalidad de España entre Enero de 2002 y Diciembre de 2008 entre las personas mayores de 14 años en 2001. El INE suministró un fichero con las defunciones y con las variables de interés de la investigación, eliminando las variables de identificación individual que pudieran vulnerar el secreto estadístico. Al no haberse suministrado la población censal de Asturias con las mismas variables del fichero de defunciones fue necesario proceder a reconstruir la cohorte con la información disponible. Se utilizó la información suministrada a través de peticiones a medida por el sistema de difusión de datos del INE (INEbase) que suministró la información de cruce de las variables de interés: edad, sexo, ocupación y nivel de estudios.

En el caso de las defunciones se calculó el tiempo de seguimiento desde la fecha de inicio (1 de Enero de 2002) hasta el fallecimiento. Para la contabilización de las personas-año en riesgo a partir de los datos tabulares se ponderaron para que el tiempo en riesgo de cada celda correspondiente a una edad, clase socio-ocupacional y nivel educativo, contemplara el tiempo de seguimiento global hasta el momento de la defunción de cada caso adscrito a determinada celda. En la Figura 6 se muestra el modelo de la cohorte reconstruida. Así que la población que consideramos de partida de la cohorte sería de 1.056.298 individuos, que sería la población censal excluidas las personas que no residen en viviendas familiares, que son habitualmente excluidas de los estudios debido a que de ellas se recoge un número muy limitado de variables. Las defunciones que se aportaron en el fichero fueron 77.560. En el proceso de reconstrucción de la cohorte se contabilizaron 6.741.129 personas-año. La información referida a toda la población fue empleada para el estudio de las desigualdades geográficas a través de la construcción de los mapas, para el resto de los análisis se empleó la población entre 40 y 64 años de edad en 2001.

Figura 6. Modelo de la reconstrucción de la cohorte del censo de Asturias 2001



IV.2. Variables

Sexo: Según lo registrado en el Censo.

Edad: El fichero del Censo aportaba la fecha de nacimiento, a partir de la cual se reconstruyó la edad (la establecida para el momento censal: 1 de Noviembre de 2001).

Edad de fallecimiento: Se estableció a partir de la fecha que figuraba en el registro del INE.

Localización del fallecido: El fichero de enlace contenía un identificador de localización según el registro del Censo.

Nivel educativo: Se utilizó la información del registro del Censo. En los fallecidos, a través del fichero de enlace del Censo y en la población en riesgo a través de la explotación de INEbase. Se utilizó la clasificación detallada del INE y se reagrupó en las siguientes categorías:

- Analfabetos y sin estudios: Agrupa las dos categorías de la información censal
- Estudios de primer grado: Primer grado en la información censal
- Primer ciclo de educación secundaria: Incluye los grupos de ESO, EGB y Bachillerato Elemental de la información censal.

- Segundo ciclo de educación secundaria: Incluye Bachillerato Superior y Formación Profesional.
- Estudios universitarios (Tercer grado): Incluye Diplomatura, Licenciatura y Doctorado.

Situación laboral: Es una de las codificaciones del censo, resultado de la pregunta de respuesta múltiple sobre las situaciones en las que se encontraba la semana anterior la persona entrevistada:

- Recibiendo algún tipo de enseñanza
- Ocupado (el criterio era haber trabajado al menos una hora)
- Parado (dos modalidades: buscando el primer empleo o que ya ha trabajado)
- Cobrando pensión (tres modalidades: jubilación, invalidez y por viudedad u orfandad)
- Realizando tareas de voluntariado social
- Necesitando ayuda para las actividades básicas (asearse, vestirse)
- Realizando o compartiendo tareas del hogar
- Otras situaciones

En la labor del procesamiento estadístico del censo se aplicaba un algoritmo para definir la situación principal de cada persona. Esta clasificación es la que se emplea para asignar la **situación ocupacional** en el estudio clasificada de la siguiente forma:

- Ocupados
- Parados
- Cobrando pensión de jubilación
- Cobrando pensión de por incapacidad/invalidez
- Cobrando pensión de por viudedad/orfandad
- Realizando o compartiendo tareas del hogar
- Resto de situaciones

En el estudio se agruparon las tres últimas categorías, dado el escaso peso cuantitativo de la situación de viudedad y del "Resto de situaciones".

Clase social: En este caso se realizó una recodificación a partir de la variable ocupación, tanto la suministrada en el fichero de enlace como de los registros de INEbase. El INE codifica y explota la ocupación con el Código Nacional de Ocupaciones desglosado a tres dígitos. Partiendo de los códigos a tres dígitos de la ocupación se procedió a su recodificación según los criterios establecidos por la SEE (Grupo de Trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología, 1995). En la Tabla 2 se presenta la clasificación empleada.

Tabla 2 . Clasificación de clase social basada en la ocupación empleada en el estudio. SEE-1995

I.	Directivos de la Administración pública y de empresas de 10 o más asalariados. Profesiones asociadas a titulaciones de segundo y tercer ciclo universitario
II.	Directivos de empresas con menos de 10 asalariados. Profesiones asociadas a una titulación de primer ciclo universitario. Técnicos y profesionales de apoyo. Artistas y deportistas
IIIa.	Empleados de tipo administrativo y profesionales de apoyo a la gestión administrativa y financiera. Trabajadores de los servicios personales y de seguridad
IIIb.	Trabajadores por cuenta propia
IIIc.	Supervisores de trabajadores manuales
IVa.	Trabajadores manuales cualificados
IVb.	Trabajadores manuales semicualificados
V.	Trabajadores no cualificados

Clase socio-ocupacional: Es el resultado de agregar las dos variables anteriores, con el objeto de tener todas las personas encuadradas, ya que la ocupación solo se preguntaba en la población que respondía que estaba trabajando en el momento del censo.

Causa de fallecimiento: El fichero de fallecidos contenía el registro de la causa de defunción que recoge el INE, codificada con la CIE-10 con tres dígitos. Las causas fueron reagrupadas y seleccionadas en unas causas de especial seguimiento (Tabla 3) en orden a su importancia para la evaluación de las desigualdades utilizadas por el grupo MEDEA (Barceló, Saez, & Saurina, 2009) y también según los grandes grupos de enfermedades establecidos en el Proyecto Global Burden Disease (<http://ghdx.healthdata.org/>).

El fichero de las defunciones enlazadas contenía también las variables sexo, nivel educativo, situación laboral y ocupación de la Persona de Referencia de Hogar según la identificación del Censo.

Tabla 3. Lista de causas estudiadas y su referencia en la clasificación CIE-10 de causas de muerte

Causa específica de mortalidad	Código de la CIE 10
SIDA y VIH	B20-B24, R75
Tumor maligno del esófago	C15
Tumor maligno del estómago	C16
Tumor maligno del colon y de la unión rectosigmoidea	C18
Tumor maligno de recto, la porción rectosigmoide y ano	C19
Tumor maligno de laringe	C32
Tumor maligno de la tráquea, los bronquios y el pulmón	C33,C34
Mesotelioma	C45
Tumor maligno de mama	C50
Tumor maligno de próstata	C61
Tumor maligno de vejiga	C67
Tumor maligno de riñón	C64, C65
Tumores hematológicos	C81-C96
Diabetes mellitus	E10-E14
Trastornos mentales orgánicos, senil y presenil	F00-F09
Enfermedad de Alzheimer	G30
Enfermedad isquémica del corazón	I20-I25
Enfermedades cerebrovasculares	I60-I69
Enfermedad crónica de las vías respiratorias inferiores (excepto asma)	J40-J44, J47
Cirrosis y otras enfermedades crónicas del hígado	K70, K72.1, K73, K74, K76.1, K76.9
Caídas accidentales	W00-W19
Envenenamiento accidental por psicofármacos y drogas de abuso	X41-X45
Lesiones autoinfligidas intencionalmente (suicidios)	X60-X84
Accidentes de transporte terrestre de vehículos a motor	V02- V04 con .0 .1. o . 9 V09 .2 .3 V12-V14 .3 .5 .9 V19 .4 .5 .6 .9 V20- V28 .3 .5 .9 V 29-79 .4 .5 .6 .7. 8 .9 V80 03 .4 .5 V81.1 V82.1 V83-86 .0.1.2.3 V87 .0 .1 .2 .3 .4 .5 .6 .7 .8 V89 .2 .9

IV.3. Análisis estadístico

Se presentan los tres modelos de análisis que se han empleado para responder a los diferentes objetivos del trabajo, y además el cálculo de los índices específicos de desigualdad que se emplearán en el estudio de las desigualdades en las causas de muerte seleccionadas.

1) Análisis estadístico para el estudio de las desigualdades de la mortalidad general y por causas:

Para valorar el nivel de desigualdad en la cohortes de personas entre 40 y 64 años tanto de mortalidad general como por causas, el análisis estadístico se basó en el empleo de la regresión de riesgos proporcionales o Regresión de Cox (Symons & Moore, 2002). Al tratarse de una cohorte en la que el fenómeno de la mortalidad se iba a producir en un relativamente largo periodo de tiempo (ocho años), se consideró más adecuado este modelo de regresión. El resultado de la regresión es el cálculo del *Hazard Ratio*, que es un valor equivalente a la razón de tasas o Riesgo Relativo (RR) con algunos matices, y cuyo valor sería el exponencial del coeficiente que se obtiene en la regresión de Cox, según la siguiente formulación: $HR = \exp(B)$, siendo B el coeficiente de la regresión de Cox. Las tasas instantáneas (*hazard rates*) son las probabilidades condicionales de presentar un evento en el siguiente intervalo infinitesimal (partido por la amplitud del intervalo), condicionado a haber sobrevivido hasta ese momento. La regresión nos mostrará el riesgo relativo asociado a padecer un evento con respecto a un nivel basal que se haya definido. Se puede aplicar tanto con modelos simples como con modelos multivariados, en los cuales introducimos covariables de ajuste con el objeto de tener en cuenta posibles factores de confusión en un modelo explicativo final. La asunción del modelo es que el HR de las categorías en estudio se mantienen constantes a lo largo del tiempo, en otras palabras que los riesgos son proporcionales.

La ventaja fundamental de la Regresión de Cox frente a otros modelos es que utiliza la información del tiempo que transcurre (duración hasta la aparición del evento o censura), a diferencia de otros modelos que utilizan solo medidas de frecuencia de eventos. Esos modelos han sido empleados en estudios que hacían seguimiento de una cohorte, especialmente si pretendían ajustar por diferentes variables explicativas (Torssander & Erikson, 2010).

En nuestro modelo tendremos en cuenta la edad de inicio del seguimiento (momento censal) y el tiempo transcurrido hasta el momento del evento (defunción), la edad queda entonces como un parámetro más que se introduce en la Regresión de forma no metrificada. El *Hazard Ratio* se interpretaría como la razón entre la probabilidad de fallecer de un grupo

poblacional dado en comparación con el riesgo del grupo o categoría de referencia que hayamos seleccionado, controlado por la edad y por otras covariables si se introducen en el modelo. Los resultados son asimilables al concepto de Riesgo Relativo promedio con algunos matices, ya que el RR que se calcula con los procedimientos habituales no tiene en cuenta el tiempo, por ello el HR será un mejor estimador del RR que la incidencia acumulada cuando ocurra alguno de los siguientes factores: la mayor duración del tiempo a seguimiento, la mayor incidencia de eventos y el mayor valor del RR subyacente (Symons & Moore, 2002). Por lo tanto en este trabajo asimilaremos a efectos de la discusión el resultado del modelo de Cox (HR) con el resultado de un riesgo relativo (RR).

En cuanto a las especificaciones del modelo, se consideró que el momento de inicio del seguimiento era el 1 de Enero de 2002 y el punto final el 31 de Diciembre de 2008, los eventos eran las defunciones identificadas a través del enlace de ficheros según la fecha de defunción del Boletín Estadístico de Defunción. Las personas que seguían vivas en el momento de cierre del estudio se consideraron censuras por la derecha. No se dispone de la información de la censura asociada a personas que se trasladaron definitivamente fuera de España en el periodo de seguimiento, ya que no pueden ser identificadas a través del registro de mortalidad del INE. Sin embargo la información de que se dispone sobre la emigración exterior nos permite asumir que el efecto de esta no detección es irrelevante.

Para los cálculos se ha empleado el paquete *survival* de la aplicación R (R Core Team, 2016). El supuesto de la proporcionalidad de los riesgos fue valorado a través de métodos gráficos y de la función *cox.zph* que muestra el coeficiente de correlación entre el tiempo de supervivencia transformado y los residuos de la regresión, evaluado por un test ji-cuadrado, no obstante las pruebas de significación estadística tienen un valor controvertido. Cuando ha sido necesario para la toma de decisiones, se consideraron significativos los valores de p inferiores a 0,05.

2) *Análisis estadístico para el estudio de las desigualdades en la mortalidad general relacionada con el desempleo:*

Para este apartado se optó por utilizar la regresión de Poisson, que permitía trabajar con mayor flexibilidad los conjuntos de datos y variables con las que se planeaba probar los diferentes modelos que permitieran describir mejor los factores relacionados con la mortalidad en los desempleados. En este caso se utilizó únicamente el nivel educativo como indicador de posición socioeconómica, y se utilizaron diferentes modelos, partiendo de un modelo de efectos fijos con todas las variables hasta diferentes modalidades de interacción entre las variables en estudio. El hecho de contar con un volumen de población relativamente importante permitirá probar modelos complejos con suficiente eficacia.

La Regresión de Poisson se utiliza cuando se dispone de datos agregados, habitualmente provenientes de una cohorte, en la que se producen eventos sobre el conjunto de personas-tiempo seguidas, supone que los eventos son infrecuentes que es lo que expresa la distribución de Poisson (Breslow & Day, 1987). Se suele utilizar empleando factores explicativos que dividen a la población en estratos para construir modelos que permitan explicar las diferencias entre grupos. El modelo supone que la variable dependiente, dados los valores de las variables explicativas, tiene una distribución de Poisson cuyo parámetro λ tiene el valor:

$$\lambda = e^{P(X_i)}$$

En el que $P(X_i)$ es una función lineal de las variables explicativas introducidas.

Entre los resultados de la Regresión de Poisson se encuentran los coeficientes correspondientes a cada categoría introducida en el modelo. El exponencial del coeficiente se corresponde con el riesgo relativo (la razón de incidencias) de padecer el efecto en estudio en esa categoría con respecto a la categoría definida como basal, cuando se empleen modelos multivariados el riesgo relativo resultante estará ajustado por las otras variables introducidas. Para la evaluación de los diferentes modelos explicativos se utilizará el valor AIC (Akaike Information Criterion) que indica mejor ajuste cuanto más pequeño es su valor. Para los cálculos se empleó la instrucción *glm (family = poisson)* del paquete básico de R (R Core Team, 2016).

3) Procesos seguidos para la elaboración de los mapas de la Razón Estandarizada de Mortalidad por secciones censales:

El objetivo de este apartado era presentar las Razones Estandarizadas de Mortalidad (REMs) a nivel de sección censal para el conjunto de causas y para las causas seleccionadas del proyecto MEDEA sobre el mapa de Asturias. Para este proceso se trabajó con la mortalidad de toda la población incluida en la cohorte aportada en el convenio con el INE, todas las defunciones enlazadas de las personas mayores de 15 años residentes en Asturias en el momento censal, de esta manera se pretendía evitar la existencia de valores nulos para la relación del binomio sección censal-causa de defunción.

La representación en unidades territoriales de pequeño tamaño presenta problemas debido a la inestabilidad de las tasas calculadas con la metodología frecuentista habitual, derivadas de que solemos manejar unidades poblacionales de distinto tamaño y que los eventos que contabilizamos (muerte, enfermedad o similares) son poco frecuentes. Esta es una dificultad que se ha señalado tradicionalmente para poder encontrar patrones geográficos. La solución que habitualmente se utiliza es buscar algún mecanismo de

suavizamiento de las tasas que permita eliminar la variabilidad "innecesaria" y permita que aflore algún tipo de regularidad geográfica en unidades próximas.

Para resolver el problema de la comentada inestabilidad de las RME, en nuestro caso se empleó una estimación suavizada del riesgo empleando el modelo jerárquico de regresión de Poisson de efectos aleatorios desarrollado por Besag, York y Mollié (Besag, York, & Mollié, 1991). Este modelo incluye dos efectos: un efecto espacial, que suele venir determinado por los valores de las zonas contiguas a la que se estudia, el otro componente representa la variabilidad no estructurada, es decir "ruido" que recoge efectos aleatorios no espaciales y que se suele denominar heterogeneidad. La estadística bayesiana precisa que se establezca una distribución *a priori* de esos dos parámetros para el cálculo de las distribuciones *a posteriori*, la distribución a priori del efecto espacial se calcula como un promedio del efecto en las áreas geográficas vecinas y al otro parámetro (heterogeneidad) se le asigna una distribución *a priori* normal. Para los cálculos de las distribuciones a posteriori se realiza una aproximación a partir de la generación de múltiples muestras con algún tipo de dependencia y generar las distribuciones *a posteriori* hasta que el modelo converja bajo ciertas condiciones establecidas, esto se hace habitualmente con los métodos basados en la simulación de Monte Carlo mediante cadenas de Markov (MCMC). En nuestro caso se empleó un modelo alternativo para este último proceso, denominado Integrated Nested Laplace Approximation (INLA), se trata de un procedimiento menos exigente y que proporciona una buena aproximación a las distribuciones posteriores marginales de los parámetros del modelo.

El proceso seguido para la construcción de los mapas fue el siguiente:

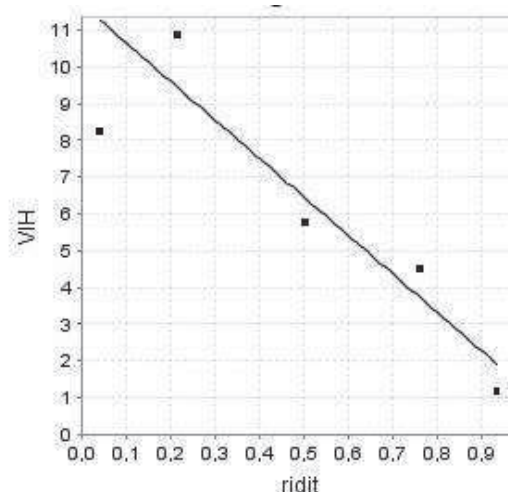
- a) Construir cohortes quinquenales "verdaderas" para todo el periodo de estudio,
- b) Agregar las defunciones y las personas-años en grupos y construir cohortes quinquenales de edad al fallecimiento y a la exposición al riesgo para todo el periodo de estudio (2002-2008) de forma que se dispusiera de un número de personas-año para cada grupo quinquenal y sección censal en todo el periodo, creados con la población inicial en 2001 que se va envejeciendo paulatinamente mientras que se decrementan las personas-año derivadas de las pérdidas por los fallecimientos.
- c) Calcular las tasas estándar de Asturias conjunta y por sexo para cada causa.
- d) Calcular las tasas de mortalidad observadas y esperadas para cada causa y sección-censal (sumatorio de la aplicación de las tasas estándar a cada grupo de edad).
- e) Calcular la RME de cada sección censal por sexo y para ambos conjuntamente.
- f) Calcular las RMEs suavizadas y agruparlas en septiles.
- g) Aplicar las tasas suavizadas clasificadas en septiles al mapa de secciones censales.

Para el cálculo de la matriz de vecindades y de las tasas suavizadas se empleó el paquete INLA de R, la función *nb2inla* para la matriz de vecindades y la función *inla* para el cálculo de las tasas suavizadas. Se dieron las siguientes especificaciones al modelo: Modelo de efectos aleatorios tipo Besag, York y Mollié; distribución a priori: Log Gamma (1, 0,001). Los mapas se confeccionaron con el paquete *maptools* R (R Core Team, 2016).

4) Otras mediciones: el Índice Relativo de Desigualdad

Se calculó el Índice de la pendiente de la desigualdad (IPD) y el Índice Relativo de la Desigualdad de Mackenbach y Kunst (IRD) (J P Mackenbach & Kunst, 1997). Se emplearon para valorar globalmente el nivel de desigualdad en la estructura social para cada causa. El IPD es la pendiente de la recta de regresión del indicador (la tasa de mortalidad por cien mil habitantes-año de cada nivel educativo estandarizada) con respecto a los segmentos de población ordenados según su posición socioeconómica (el Nivel de Estudios manejado como variable numérica) y ponderados por su tamaño. El resultado se interpreta como la diferencia absoluta entre los grupos extremos de la escala. IRD es un valor relativo referido al IPD, sería el cociente entre la tasa estimada para el mínimo nivel de la escala y la tasa cuando ocupa el mayor nivel teórico (*ridit=1*), la unidad indicaría ausencia de desigualdad. La Figura 7 muestra el ejemplo de la pendiente resultante para VIH/SIDA, que indicaría la caída de la mortalidad según se eleva el nivel socioeconómico. Para los cálculos se empleó el paquete estadístico EPIDAT 4.2 (<http://www.sergas.es/Saude-publica/EPIDAT-4-2>).

Figura 7. Ejemplo de recta de la regresión de las tasas de mortalidad por VIH en Asturias que se emplea para el cálculo del Índice Relativo de Desigualdad

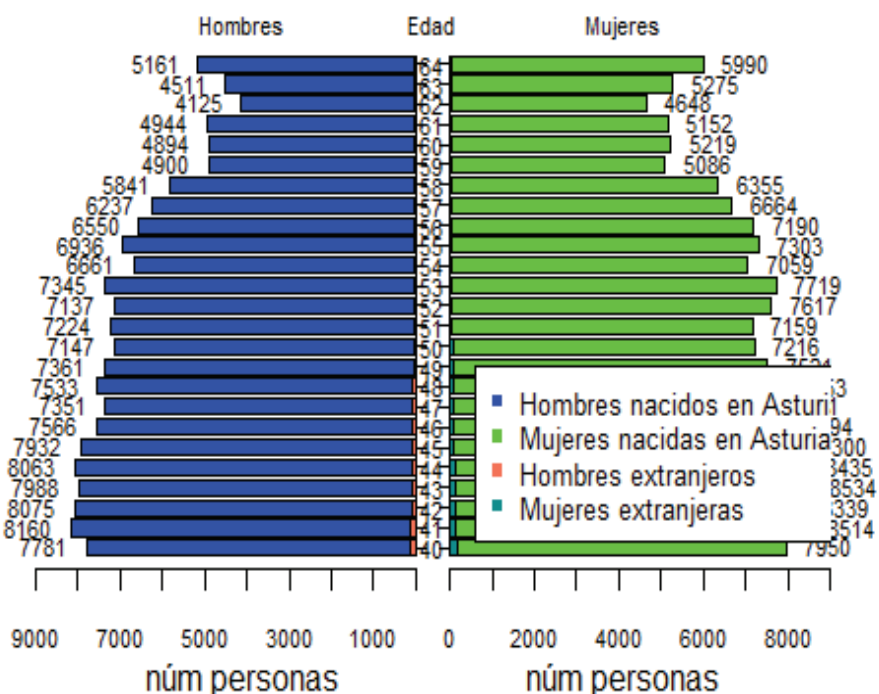


V.RESULTADOS

V.1. Descripción de la población de estudio

La población de la que se partía era la proveniente de la explotación del Censo de 2001 de Asturias. Para la mayoría de las explotaciones trabajaremos con la población comprendida entre los 40 y los 64 años en el momento censal. La población entre 40 y 64 años era de 169.005 hombres y 178.555 mujeres, no obstante para todas las explotaciones importantes de las características individuales de las personas, se empleará exclusivamente a las personas que residen en viviendas familiares, no obstante en los tramos de edad de nuestro trabajo esta situación es poco relevante, había 1.170 efectivos incluidos en viviendas colectivas y alojamientos. En la Figura 8 se presenta la pirámide de población censal, diferenciando el componente correspondiente a las personas nacidas en Asturias, de las identificadas en el Censo como población extranjera. El índice de masculinidad es de 0,95.

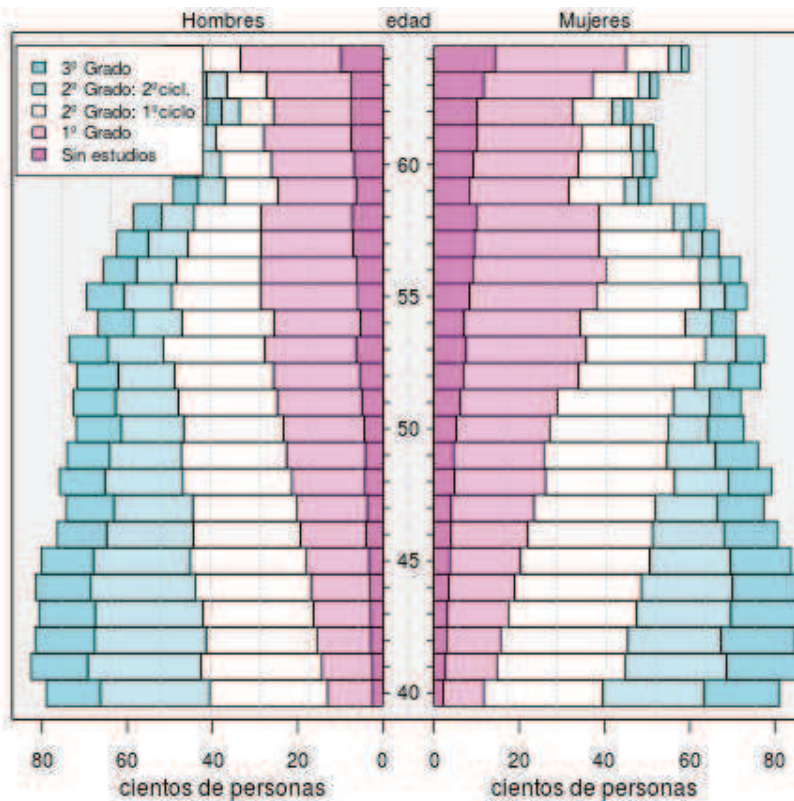
Figura 8. Pirámide de las poblaciones censales de nacidos en Asturias o España y extranjeros entre 40 y 64 años de edad. Asturias 2001 (N= 347.550)



Fuente: Censo de población 2001

A continuación (Figura 9) se representa la pirámide de la distribución de la población censal según el nivel educativo en hombres y en mujeres.

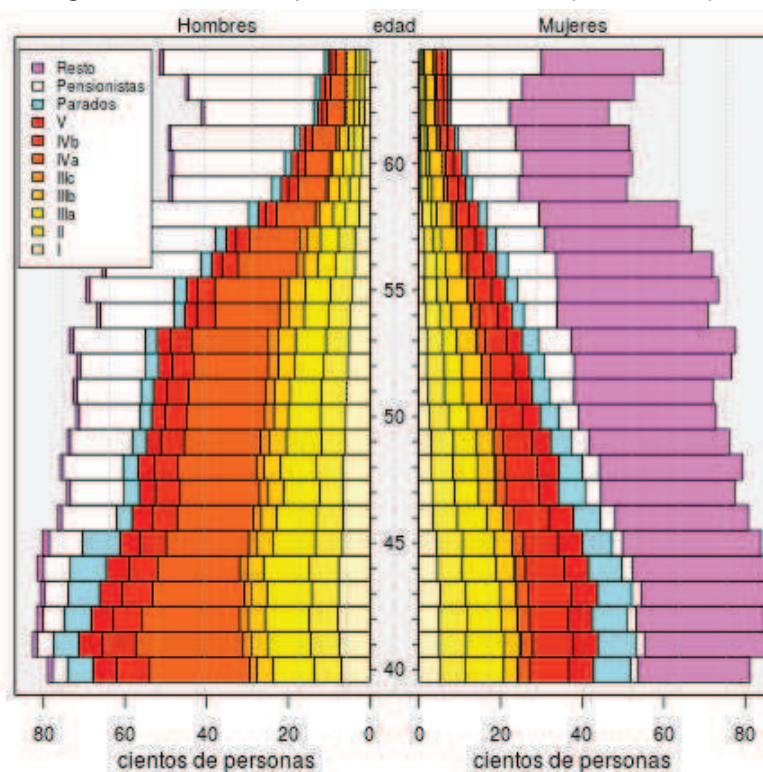
Figura 9. Pirámide de población de Asturias según nivel de estudios de hombres y mujeres de 40 a 64 años. Censo 2001 (N=347.550)



Fuente: Censo de población 2001

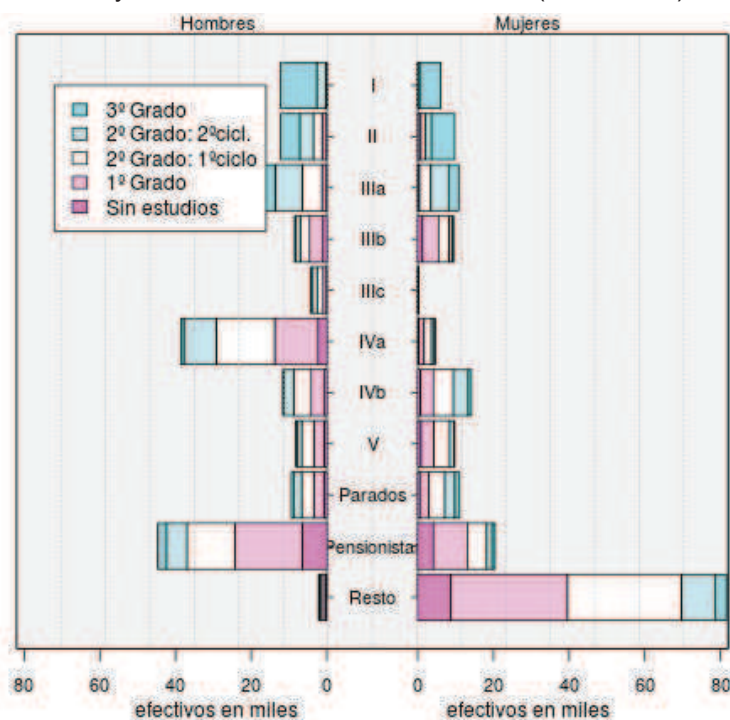
A continuación (Figura 10) se representa de forma gráfica la distribución de la población censal según la situación socio-ocupacional: la clase social en las personas ocupadas y la situación laboral en el resto, en función de la situación preferente asignada en el Censo. La población ocupada ya ha sido asignada a las clases ocupacionales. Seguidamente (Figura 11) se presenta la distribución de los niveles de estudio según las variables clase socio-ocupacional que se empleará en adelante.

Figura 10. Pirámide de población de Asturias de 40 a 64 años según nivel socio-ocupacional. Censo 2001. (N=347.550)



Fuente: Censo de población 2001 y elaboración propia

Figura 11. Estructura ocupacional-educativa de las personas entre 40 y 64 años en Asturias. Censo 2001 (N=347.750)



Fuente: Censo 2001 y elaboración propia

Seguidamente se comentarán las características de la población de defunciones enlazadas a la población del Censo 2001. En total se recibieron datos correspondientes a 77.560 fallecimientos ocurridos entre Enero de 2002 y Diciembre de 2008 de personas mayores de 14 años fallecidas en España. El fichero de enlace contenía 40.934 hombres (52,8%) y 36.626 mujeres (47,2%), el lugar de fallecimiento era Asturias en 75.295 (97,1%) casos y otras provincias en 2.265 (2,9%), la nacionalidad de los fallecidos era española en 77.425 ocasiones (99,8%). En la Tabla 4 se presenta el número de defunciones de personas con residencia habitual en Asturias extraídas del INE y los resultados del fichero de defunciones enlazadas. En el caso de que no se hubieran producido defunciones fuera de España y que la población asturiana no hubiera sufrido movimiento migratorio alguno de la población de 2001, podríamos calcular el porcentaje de personas que resultaron enlazadas sobre el total fallecidas en España como indicador de calidad del enlace. Si se asume esta premisa el porcentaje teórico de enlace global se encontraría en 88,3%, un 88,0% en mayores de 64 años, y un 90,1% en las defunciones de menores de 64 años.

Tabla 4. Número de defunciones por año en mayores y menores de 65 años, del fichero de enlace y las registradas en el INE de personas fallecidas en España con residencia habitual en Asturias.

Año	Defunciones enlace en <65 años	Defunciones enlace en >64 años	Total enlace	Defunciones INE de <65 años	Defunciones INE de >64 años	Total defunciones INE
2.002	1.529	9.031	10.560	1.682	10.694	12.376
2.003	1.678	9.379	11.057	1.876	10.825	12.701
2.004	1.584	9.366	10.950	1.776	10.725	12.501
2.005	1.655	9.501	11.156	1.811	10.841	12.652
2.006	1.682	9.278	10.960	1.886	10.404	12.290
2.007	1.643	9.707	11.350	1.810	10.800	12.610
2.008	1.678	9.849	11.527	1.866	10.833	12.699
Total	11.449	66.111	77.560	12.707	75.122	87.829

Fuente: SADEI y elaboración propia

A efectos del proyecto no se contabilizaron las defunciones correspondientes a personas que no residían en viviendas familiares en el momento del censo (Tabla 5).

Tabla 5. Número de defunciones por grandes grupos de edad, según la edad al inicio del estudio en el fichero con la totalidad de defunciones enlazadas del INE. Asturias 2002-2008

	Entre 15 y 39 años	Entre 40 y 64 años	Mayores de 64 años	Total defunciones
Hombres	1.383	8.757	29.953	40.093
Mujeres	525	3.351	31.137	35.013
TOTAL	1.908	12.108	61.090	75.106

En el grupo de personas fallecidas que tenían entre 40 y 64 años en el momento del censo la media de edad era de 54,5 años (desv st: 6,7) en hombres y 54,4 (desv st: 7,1) en las mujeres. En los hombres la clase social más habitual era la IVa, globalmente en la clase socio-ocupacional el mayor peso era para los pensionistas por jubilación, y respecto al nivel de estudios el primer grado. En las mujeres la clase social más frecuente era la IVb, pero el 54% se encontraba en el grupo que incluye la actividad exclusiva en tareas del hogar, y respecto al nivel educativo los estudios de primer grado.

Tabla 6. Distribución según sexo y clase socio-ocupacional de los fallecidos que tenían entre 40 y 64 años en el momento del Censo 2001. Asturias 2002-2008 (N=12.108)

Clase socio-ocupacional	Hombres		Mujeres	
	número	porcentaje	número	porcentaje
Clase I	295	3,37%	49	1,46%
Clase II	332	3,79%	106	3,16%
Clases IIIa	422	4,82%	117	3,49%
Clases IIIb	343	3,92%	118	3,52%
Clase IIIc	130	1,48%	4	0,12%
Clase IVa	1262	14,41%	63	1,88%
Clase IVb	406	4,64%	149	4,45%
Clase V	364	4,16%	119	3,55%
Paro	577	6,59%	162	4,83%
Pens Invalidez	1.200	13,70%	343	10,24%
Pens Jubilación	3.193	36,46%	305	1,46%
Trabajo en el hogar, Pens Viud y otros	233	3,37%	1.816	54,19%
TOTAL:	8.757	100,00%	3.351	100,00%

Tabla 7. Distribución según el nivel educativo de los fallecidos que tenían entre 40 y 64 años en el momento del Censo 2001. Asturias 2002-2008 (N=12.108)

Nivel de estudios	Hombres		Mujeres	
	número	porcentaje	número	porcentaje
Sin Estudios	1.198	13,68%	529	15,79%
1er Grado	3.135	35,80%	1.262	37,66%
2ºGrado/1er ciclo	2.349	26,82%	954	28,47%
2ºGrado/2ºciclo	1.357	15,50%	344	10,27%
3er Grado (universitarios)	718	8,20%	262	7,82%
TOTAL:	8.757	100,00%	3.351	100,00%

V.2. Mortalidad general según posición socioeconómica

En una primera aproximación se presentan los gráficos que reflejan los riesgos empíricos de la población que tenía entre 40 y 64 años en el momento del comienzo del seguimiento (año 2001), en concreto se representa la proporción de mortalidad por grupos de edad para los factores más importantes que se estudiarán: el nivel educativo en su clasificación resumida, la clase social ocupacional y la situación según las categorías del INE de aquellas personas que declararon no tener ocupación remunerada, y que incluyen las personas desempleadas, jubiladas (en sus tres opciones principales: por jubilación, por invalidez o por viudedad), las personas que trabajaban exclusivamente en tareas del hogar y el resto de opciones sin ocupación. Estos gráficos permiten observar la evolución del riesgo en función de la edad y las relaciones entre un grupo y otro.

Figura 12. Riesgos empíricos de muerte entre 2002 y 2008 por grupo de edad según nivel educativo. Población de 40 a 64 años en el momento del Censo 2001 de Asturias.

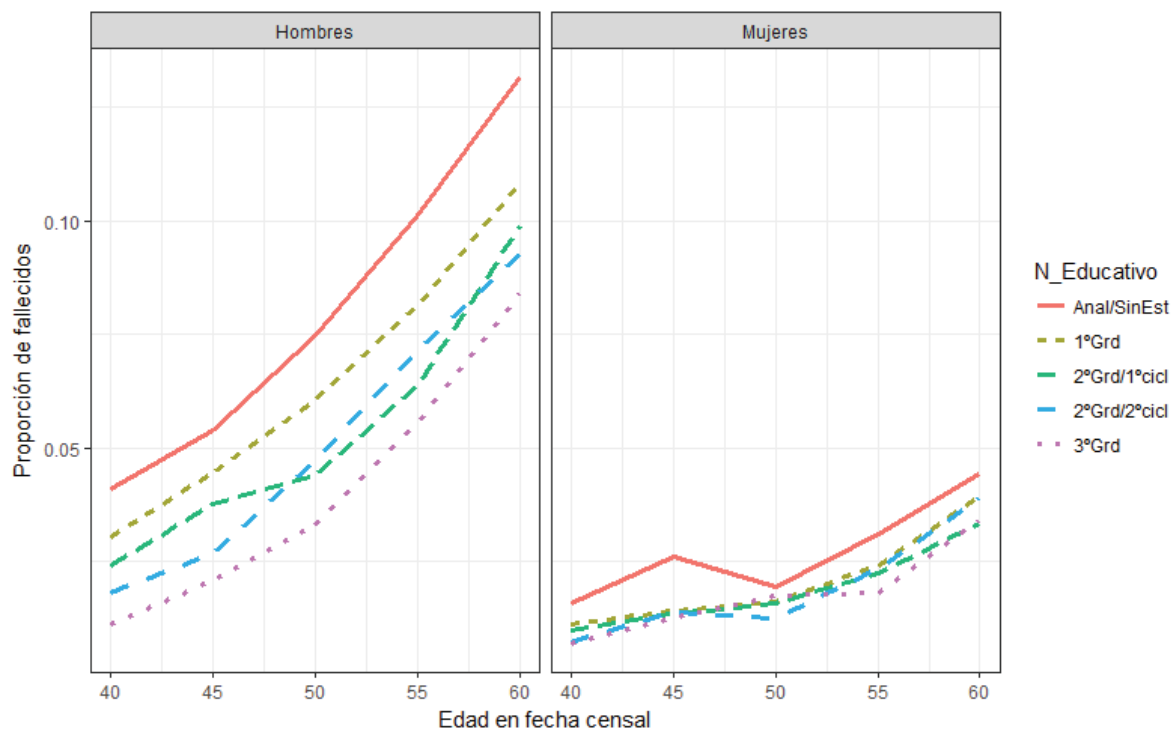


Figura 13. Riesgos empíricos de muerte entre 2002 y 2008 por grupo de edad según la clase social. Población de 40 a 64 años en el momento del Censo 2001 de Asturias.

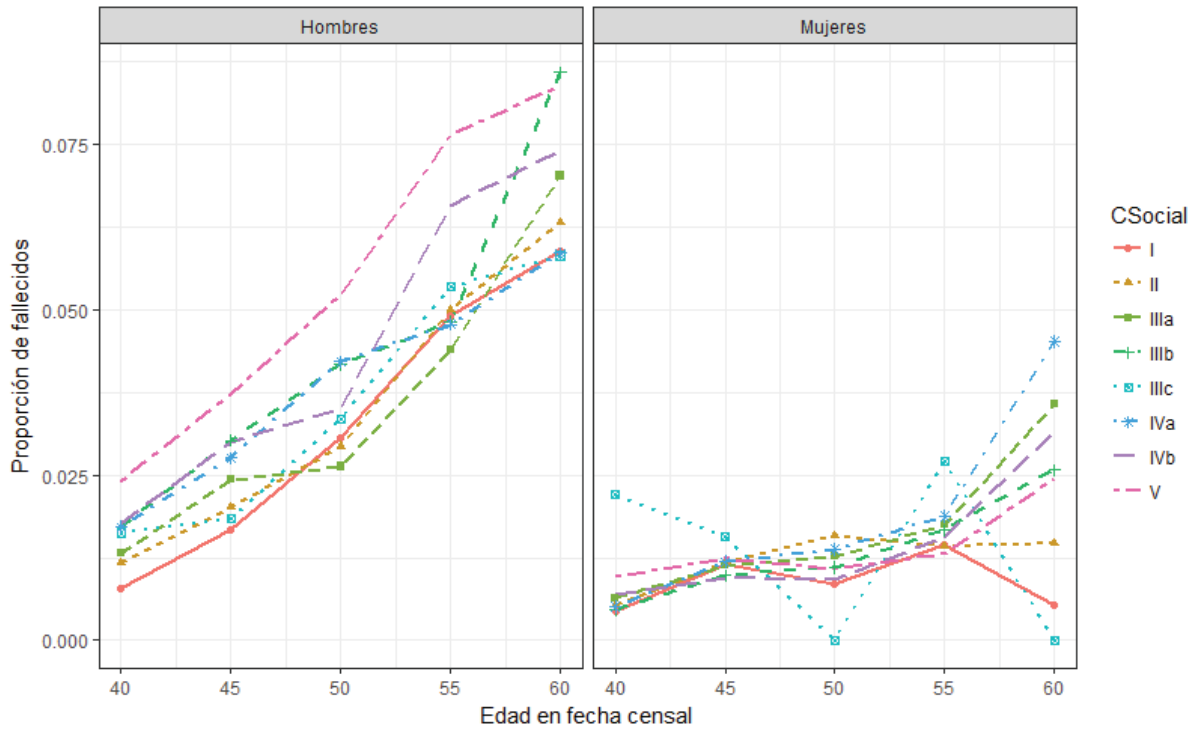
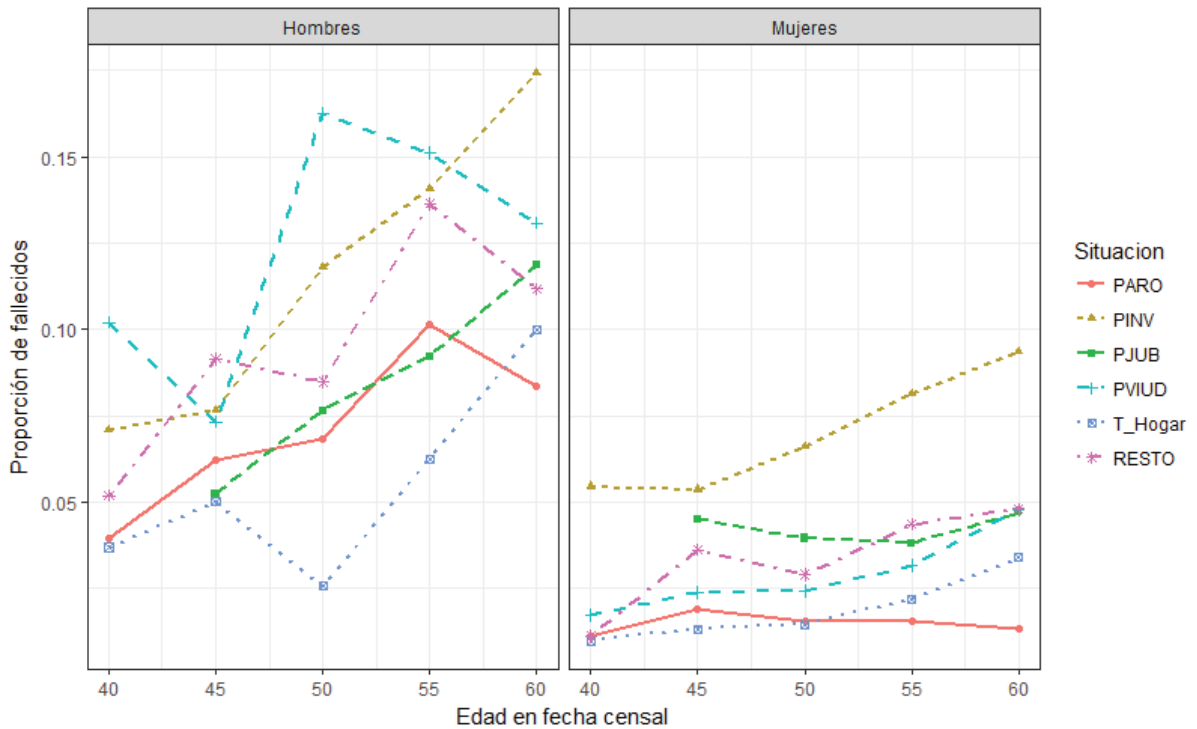


Figura 14. Riesgos empíricos de de muerte entre 2002 y 2008 por grupo de edad en personas no ocupadas formalmente. Población de 40 a 64 años en el momento del Censo 2001 de Asturias



En el nivel educativo los valores más elevados correspondieron en los hombres a la categoría de analfabetos/sin estudios, con resultados entre 0,042 en el grupo de 40 a 44 años y 0,132 en el de 60 a 64 años; la categoría con valores más bajos fue la correspondiente a los estudios de tercer grado (estudios universitarios) en los hombres. En el caso de las mujeres, la mayor proporción de mortalidad se encontraba también en la categoría de analfabetos/sin estudios, pero con niveles muy inferiores a los encontrados en los hombres (entre 0,016 y 0,044 en los grupos de edad extremos), pero el menor nivel de mortalidad no se daba en el grupo de universitarios en todos tramos etarios.

En cuanto a la proporción de mortalidad por la clase socio-ocupacional en hombres, los mayores valores fueron para los pensionistas por viudedad (0,102 en el grupo 40-44, hasta 0,130 para 60 a 64 años), los pensionistas por invalidez (entre 0,071 y 0,174 respectivamente) y los desempleados (entre 0,040 y 0,084). Los menores niveles de mortalidad no son uniformes, corresponden a la clase I para el grupo de 40 a 44 años (0,008), de 45 a 49 (0,017) y de 60 a 64 años (0,059); el grupo que declara trabajo en el hogar en el tramo de 50 a 54 años (0,026); y el grupo IIIa para el tramo de 55 a 59 años (0,044). En las mujeres, el grupo con mayor mortalidad correspondió a las que se encontraban en situación de pensión por invalidez en 2.001, con los siguientes resultados por tramos de edad ordenados de menor a mayor: 0,055, 0,054, 0,066, 0,081 y 0,094. En cuanto a los menores valores, se dan en la clase I para 40-44 años (0,004), en 45-49 (0,012), en 50-54 (0,009) y 60-64 (0,005), la menor proporción en el grupo 50-59 corresponde a la clase V (0,013), pero con un resultados similares a los de la clase I y la clase II (0,014 en ambos casos).

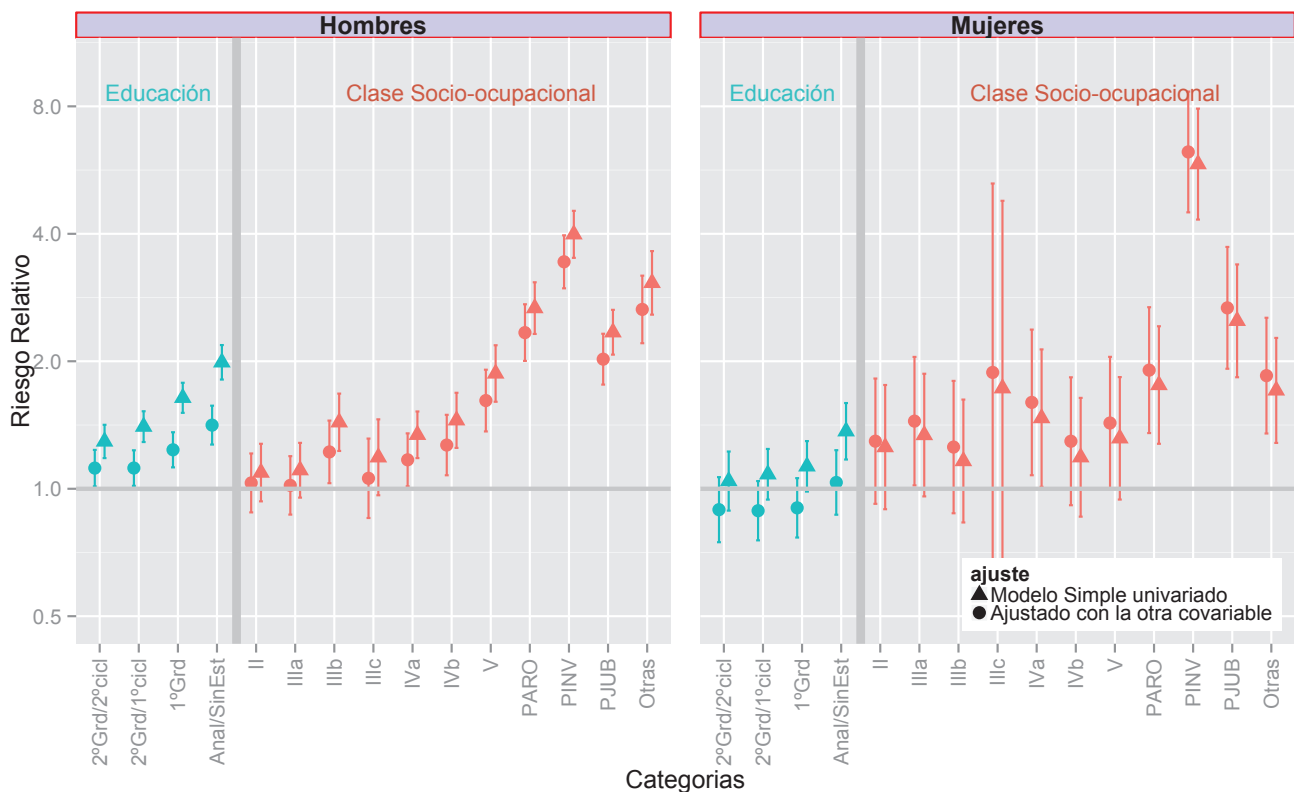
Se observa el diferente valor de las proporciones de muerte en hombres y mujeres. Para el nivel educativo las líneas de representación de cada categoría son prácticamente paralelas, para la clase social ocupacional en hombres crecen en sentido similar, aunque presentan algunos cruzamientos de un nivel con otro, en las mujeres los niveles son inferiores y se encuentran muy próximos entre sí; en cuanto a la situación en las personas no ocupadas se observan varios saltos de unas categorías a otras, en las mujeres, presentan valores inferiores pero con un menor grado de cruzamiento de unas categorías y otras.

En la Figura 15 se presentan los resultados de la regresión de Cox en la que se muestran el Riesgo Relativo y el Intervalo de Confianza (con 95% de confianza) de cada categoría estudiada para las dos variables principales evaluadas: nivel educativo y clase socio-ocupacional. Se presentan tanto los resultados del análisis univariado como el resultado ajustado por la variable complementaria (nivel de estudios o clase socio-ocupacional),

empleando como referencia el nivel educativo superior: los estudios universitarios, también denominados estudios de Tercer Grado y la Clase Social I (Directivos de empresas de más de 10 trabajadores y profesionales con titulaciones correspondientes al segundo y tercer ciclo universitario). Los resultados se generaron por separado para mujeres y hombres.

Los datos fuente del gráfico se presentan en la Tabla 8, donde se presentan también el valor del coeficiente, su nivel de significación, el valor del exponencial del coeficiente (el Riesgo Relativo) y los límites de los intervalos de confianza.

Figura 15. Riesgo Relativo de mortalidad por todas las causas según clase socio-ocupacional y nivel de estudios entre 2002 y 2008. Modelo univariado y ajustado por la otra variable. Hombres y mujeres de 40 a 64 años en el momento del Censo 2001 de Asturias.



Riesgos relativos obtenidos por Regresion de Cox. Las líneas verticales representan la amplitud del intervalo de confianza. Referencia: Clase I y estudios Universitarios.

Tabla 8. Riesgo Relativo (e intervalo de confianza, 95%) de la mortalidad según clase socio-ocupacional y nivel de estudios entre 2002 y 2008. Modelo univariado y ajustado por la otra variable. Hombres y mujeres de 40 a 64 años en el momento del Censo 2001 de Asturias.

	Modelos univariados				Modelo ajustado				
	Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres		
	RR (IC95%)	p	RR (IC95%)	p	RR (IC95%)	p	RR (IC95%)	p	
Nivel educativo	Sin estudios	1,37 (1,17-1,59)	0,00	1,99 (1,81-2,18)	0,00	1,03 (0,87-1,23)	0,70	1,41 (1,27-1,57)	0,00
	1er Grado	1,13 (0,98-1,30)	0,08	1,64 (1,51-1,78)	0,00	0,90 (0,77-1,06)	0,21	1,24 (1,12-1,36)	0,00
	2ºGrd/1ºcicl	1,08 (0,94-1,24)	0,26	1,40 (1,29-1,52)	0,00	0,89 (0,76-1,04)	0,15	1,12 (1,02-1,23)	0,02
	2ºGrd/2ºcicl	1,04 (0,89-1,22)	0,26	1,29 (1,18-1,42)	0,00	0,89 (0,75-1,07)	0,21	1,12 (1,01-1,24)	0,03
Clase socio-ocupacional	Clase II	1,25 (0,89-1,76)	0,19	1,09 (0,93-1,28)	0,27	1,30 (0,92-1,82)	0,14	1,03 (0,88-1,21)	0,70
	Clases IIIa	1,34 (0,96-1,87)	0,09	1,11 (0,95-1,28)	0,18	1,44 (1,02-2,05)	0,04	1,02 (0,87-1,19)	0,82
	Clase IIIb	1,62 (0,83-1,62)	0,38	1,44 (1,23-1,68)	0,00	1,25 (0,87-1,80)	0,22	1,22 (1,03-1,45)	0,02
	Clase IIIc	1,73 (0,62-4,79)	0,29	1,19 (0,97-1,46)	0,10	1,88 (0,67-5,26)	0,23	1,06 (0,85-1,31)	0,60
	Clase IVa	1,47 (1,01-2,13)	0,04	1,34 (1,18-1,52)	0,00	1,60 (1,08-2,38)	0,02	1,17 (1,01-1,35)	0,03
	Clase IVb	1,19 (0,86-1,64)	0,30	1,45 (1,25-1,69)	0,00	1,29 (0,91-1,83)	0,14	1,27 (1,07-1,49)	0,00
	Clase V	1,32 (0,94-1,84)	0,11	1,87 (1,60-2,18)	0,00	1,43 (0,99-2,05)	0,05	1,62 (1,37-1,91)	0,00
	Paro	1,76 (1,28-2,42)	0,00	2,67 (2,32-3,07)	0,00	1,91 (1,35-2,68)	0,00	2,34 (2,00-2,73)	0,00
	Pens Inval	5,84 (4,32-7,90)	0,00	3,99 (3,51-4,53)	0,00	6,24 (4,50-8,67)	0,01	3,43 (2,97-3,97)	0,00
	Pens Jubil	2,49 (1,83-3,39)	0,00	2,34 (2,07-2,65)	0,00	2,67 (1,92-3,74)	0,00	2,02 (1,76-2,32)	0,00
	Tr hogar, Pens Viud y resto	1,71 (1,28-2,27)	0,00	3,06 (2,58-3,64)	0,00	1,85 (1,35-2,53)	0,00	2,65 (2,21-3,19)	0,00

Riesgos relativos obtenidos por Regresión de Cox. Referencia: Clase I y estudios Universitarios.

En negrita se presentan los valores con RR significativamente superior a 1.

Los valores p del coeficiente están redondeados a dos decimales, por lo que puede no ser congruente el valor observado en la tabla con la indicación de su significación estadística.

V.3. Mortalidad por causas según posición socioeconómica

V.3.1. Mortalidad por grandes grupos de causas

Se utilizó la regresión de Cox para evaluar el efecto de las variables en estudio sobre las diferencias en la mortalidad para una agrupación de causas en los fallecidos de entre 40 y 64 años en el momento censal. Se emplearon dos modelos: mortalidad respecto al nivel de estudios alcanzado y la mortalidad respecto a la denominada clase socio-ocupacional (Clase social en ocupados y situación en los no ocupados). Los grupos de causas empleados fueron los que se emplea en los estudios de carga de enfermedad en el Proyecto Global Burden Disease (GBD). El nivel basal para el cálculo del Riesgo Relativo era para educación el tener estudios universitarios y para el socio-ocupacional la Clase Social I (Directivos de empresas). A continuación se presentan las tablas con los resultados de los dos modelos univariados para hombres y para mujeres, en las tablas se presentan los intervalos de confianza del RR y se han indicado con negrita los resultados significativos.

Tabla 9. Riesgo Relativo (e intervalo de confianza) de la mortalidad según nivel educativo por grupos de causas en mujeres. Regresión de Cox. Asturias 2002-2008.

Nivel de estudios	Transmisibles, maternas	No	Accidentes
	y nutricionales	transmisibles	
Sin estudios	3,04 (1,22-7,56)	1,33 (1,13-1,56)	1,53 (0,79-2,96)
1er Grado	1,93 (0,81-4,61)	1,11 (0,96-1,28)	1,17 (0,66-2,07)
2ºGrado/1ºciclo	1,80 (0,76-4,30)	1,07 (0,93-1,28)	1,12 (0,64-1,97)
2ºGrado/2ºciclo	0,79 (0,26-2,46)	1,03 (0,89-1,24)	1,18 (0,63-2,22)

Referencia: Estudios universitarios. En negrita los valores con RR significativamente superior a 1.

Tabla 10. Riesgo Relativo (e intervalo de confianza) de la mortalidad según nivel educativo por grupos de causas en hombres. Regresión de Cox. Asturias 2002-2008.

Nivel de estudios	Transmisibles,	No transmisibles	Accidentes
	maternas y nutricionales		
Sin estudios	2,48 (1,40-4,38)	1,88 (1,70-2,07)	3,67 (2,47-5,44)
1er Grado	2,39 (1,47-3,89)	1,56 (1,43-1,69)	2,78 (1,95-3,95)
2º Grdo/1ºciclo	1,66 (1,01-2,72)	1,34 (1,23-1,46)	2,36 (1,66-3,35)
2ºGrado/2ºciclo	1,16 (0,68-2,01)	1,26 (1,15-1,39)	1,88 (1,29-2,73)

Referencia: Estudios universitarios. En negrita los valores con RR significativamente superior a 1.

En el caso del cálculo de los riesgos relativos de mortalidad según nivel socio-ocupacional en las mujeres, el modelo no convergió en el caso de las enfermedades transmisibles, maternas y nutricionales; debido a la escasez de defunciones para algunas de las categorías, en total había 124 defunciones en este grupo de causas.

Tabla 11. Riesgo Relativo (e intervalo de confianza) de la mortalidad según nivel socio-ocupacional por grupos de causas de mujeres. Regresión de Cox. Asturias 2002-2008.

Clase socio-ocupacional	Transmisibles, maternas y nutricionales	No transmisibles	Accidentes
Clase II	*	1,18 (0,83-1,68)	2,45 (0,52-11,56)
Clases IIIac	*	1,32 (0,94-1,86)	1,63 (0,33-8,12)
Clase IIIb	*	1,13 (0,80-1,59)	2,12 (0,44-10,22)
Clase IVa	*	1,43 (0,97-2,10)	1,92 (0,32-11,51)
Clase IVb	*	1,12 (0,80-1,57)	2,52 (0,56-11,25)
Clase V	*	1,19 (0,84-1,69)	3,34 (0,74-15,07)
Paro	*	1,67 (1,20-2,33)	3,00 (0,66-13,52)
Pens Invalidez	*	5,37 (3,92-7,34)	11,81 (2,74- 50,9)
Pens Jubilación	*	2,38 (1,73-3,26)	4,13 (0,90-18,87)
Tr hogar y resto	*	1,63 (1,21-2,19)	2,51 (0,61-10,26)

Referencia: Clase I. En negrita los valores con RR significativamente superior a 1.

Tabla 12 . Riesgo Relativo (e intervalo de confianza) de la mortalidad según nivel socio-ocupacional por grupos de causas de hombres. Regresión de Cox. Asturias 2002-2008.

Clase socio-ocupacional	Transmisibles, maternas y nutricionales	No transmisibles	Accidentes
Clase II	2,20 (0,76-6,33)	1,03 (0,87-1,21)	1,86 (1,01-3,41)
Clases IIIac	1,91 (0,70-5,20)	1,06 (0,92-1,23)	1,89 (1,80-3,32)
Clase IIIb	2,28 (0,75-6,97)	1,28 (0,09-1,52)	3,95 (2,23-6,99)
Clase IVa	1,71 (0,66-4,44)	1,26 (1,10-1,44)	2,58 (1,54-4,34)
Clase IVb	1,46 (0,46-4,61)	1,40 (1,19-1,63)	2,49 (1,39-4,46)
Clase V	3,85 (1,37-10,80)	1,77 (1,51-2,08)	3,07 (1,69-5,86)
Paro	6,45 (2,47-16,81)	2,52 (2,18-2,92)	3,92 (2,23-6,90)
Pens Invalidez	11,93 (4,76-29,95)	3,71 (3,24-4,24)	6,19 (3,63-10,57)
Pens Jubilación	5,81 (2,32-14,53)	2,22 (1,96-2,52)	3,23 (1,91-5,46)
Tr hogar y resto	17,26 (6,44-46,27)	2,82 (2,35-3,39)	2,85 (1,29-6,28)

Referencia: Clase I. En negrita los valores con RR significativamente superior a 1.

V.3.2. Mortalidad por causas seleccionadas

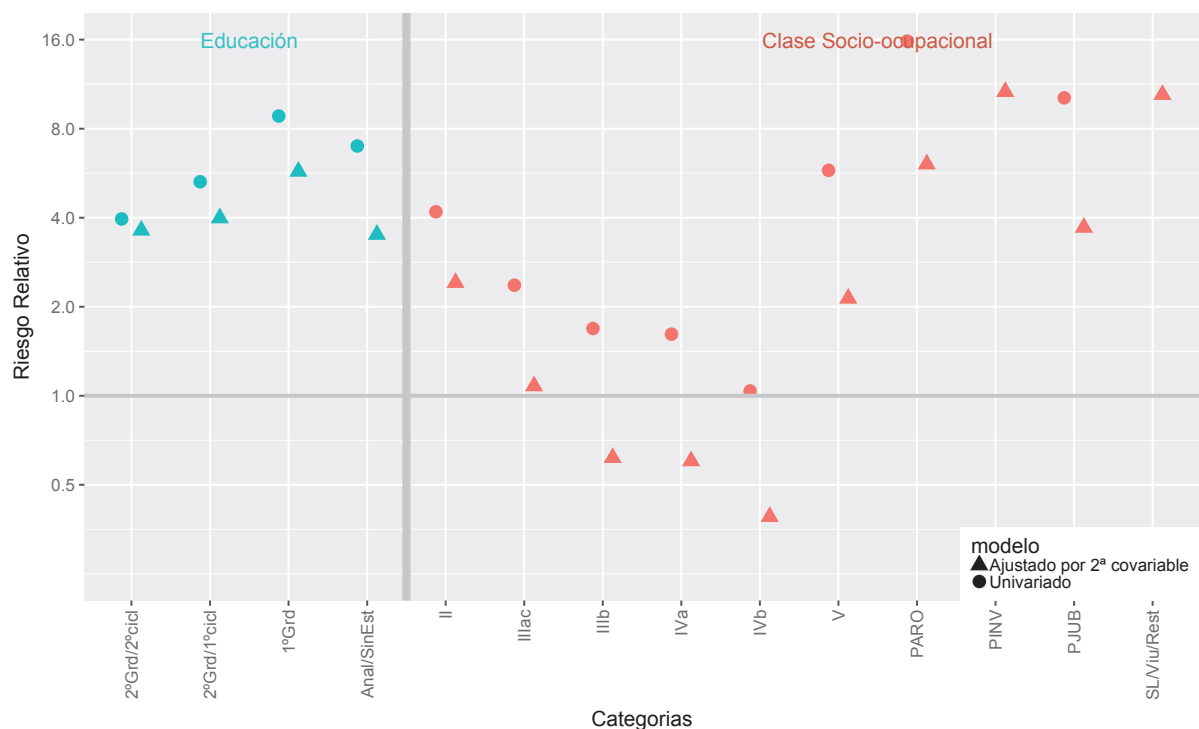
Las causas que se seleccionaron fueron las que utilizahabitualmente el grupo MEDEA para evaluar desigualdades. El nivel de referencia para el cálculo del Riesgo Relativo era para educación el tener estudios universitarios (Tercer Grado) y para el socio-ocupacional la Clase Social I (Directivos de empresas). A continuación se presentan los gráficos con los resultados obtenidos el modelo univariado y el modelo que ajusta por las dos variables socioeconómicas. En los ANEXOS se presentan las tablas con los resultados detallados de la Regresión de Cox con los que se construyeron los gráficos.

V.3.2.1. Desigualdades en la mortalidad por VIH/SIDA

En los hombres se encontraron categorías significativas en los modelos univariados. Según nivel de estudios, para el grupo de sin estudios (RR=6,99; IC95%: 1,34-36,30), el de estudios de primer grado (8,82; IC95%: 2,08-37,42) y de primer ciclo del segundo grado (RR=5,29; IC95%:1,24-22,45). Ninguna categoría de las clases ocupacionales resultó significativa, pero sí la situación de desempleo (RR=15,82; IC95%: 2,07-120,99). En el modelo que incluye nivel educativo y clase socio-ocupacional conjuntamente resultaron significativos los estudios de primer grado (RR: 5,73; IC95%:1,17-27,97) y las categorías de no ocupación excepto la situación de desempleo. En la Figura 16 se presenta el gráfico de las estimaciones puntuales de los RR. No se presentan las líneas de amplitud de los intervalos de confianza porque desbordan los límites del gráfico.

En las mujeres el modelo no convergió por que no tenía suficientes casos. En los ANEXOS se presentan todos los valores del modelo de regresión.

Figura 16. Riesgo relativo de mortalidad por **VIH/SIDA** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en hombres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008



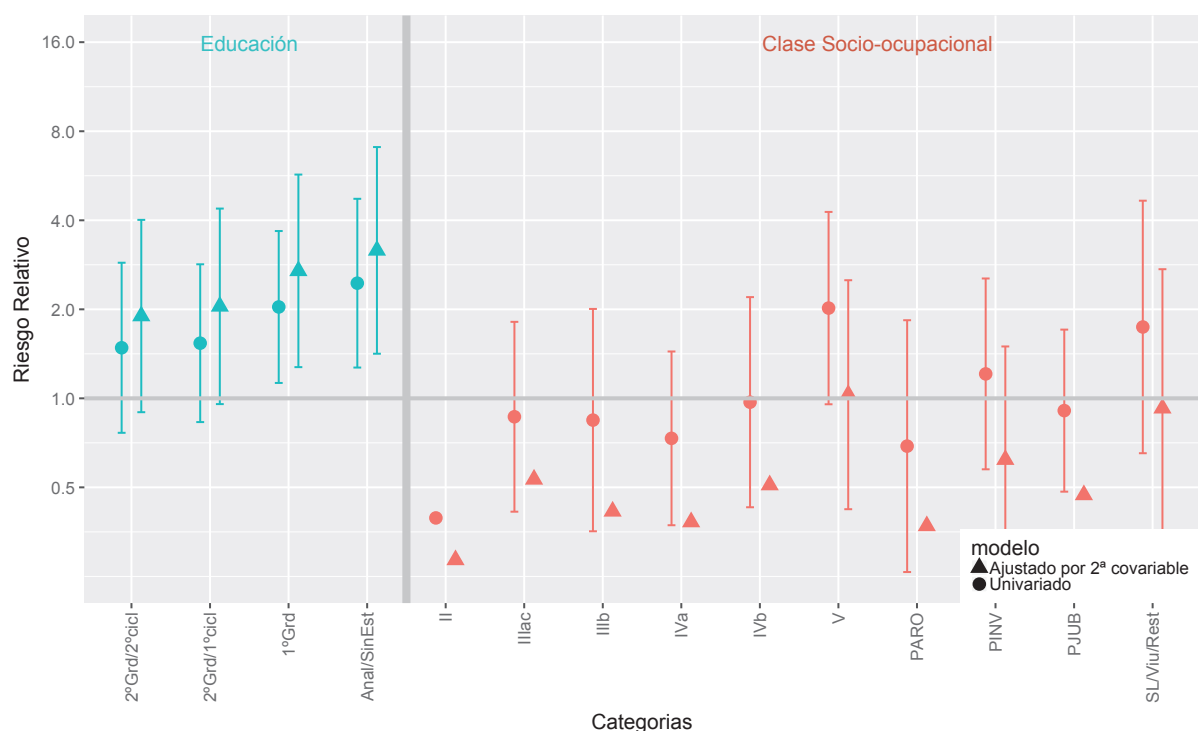
Resultados de Regresión de Cox. Referencia: Nivel educativo formación universitaria y clase social I.

V.3.2.2. Desigualdades en la mortalidad por cáncer de estómago

En los hombres se encontraron categorías significativas en los modelos univariados. Según nivel de estudios, para el grupo de sin estudios (RR=2,45; IC95%: 1,27-4,72) y estudios de primer grado (RR=2,04; IC95%:1,13-3,68). Ningún grupo de las clases ocupacionales resultó significativo. En el modelo que incluye nivel educativo y clase socio-ocupacional conjuntamente resultaron significativos el grupo de sin estudios (RR=3,16; IC95%: 1,41-7,07) y el de estudios de primer grado (RR: 2,69; IC95%:1,27-5,71) y las clases sociales II (RR: 0,29; IC95%:0,09-0,84) y IVa (RR: 0,38; IC95%:0,17-0,88). En la Figura 17 se presenta el gráfico de las estimaciones puntuales de los RR y las líneas que representan los intervalos de confianza con la excepción del modelo ajustado por clase socio-ocupacional.

En las mujeres el modelo no convergió por que no tenía suficientes casos. En los ANEXOS se presentan todos los valores del modelo de regresión.

Figura 17. Riesgo relativo de mortalidad por **cáncer de estómago** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en hombres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008



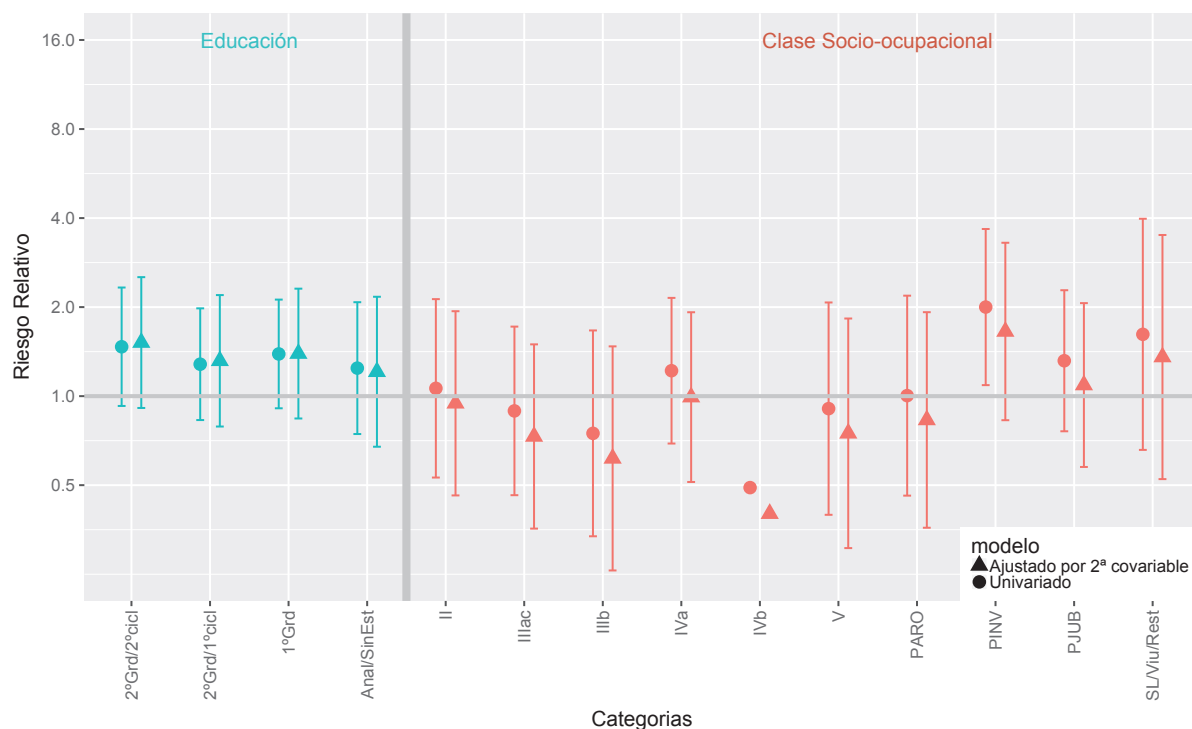
Resultados de Regresión de Cox. Referencia: Nivel educativo formación universitaria y clase social I.

V.3.2.3. Desigualdades en la mortalidad por cáncer de colon

No se encontró significación para el riesgo asociado al nivel de estudios ni en hombres ni en mujeres, según la clase socio-ocupacional se encontró para la situación de pensionista por invalidez en hombres (RR=2,00; IC95%: 1,09-3,67) y en mujeres (RR=8,29; IC95%: 1,07-64,25). El modelo ajustado por nivel educativo y clase socio-ocupacional no mostró ningún valor significativo (Figuras 18 y 19).

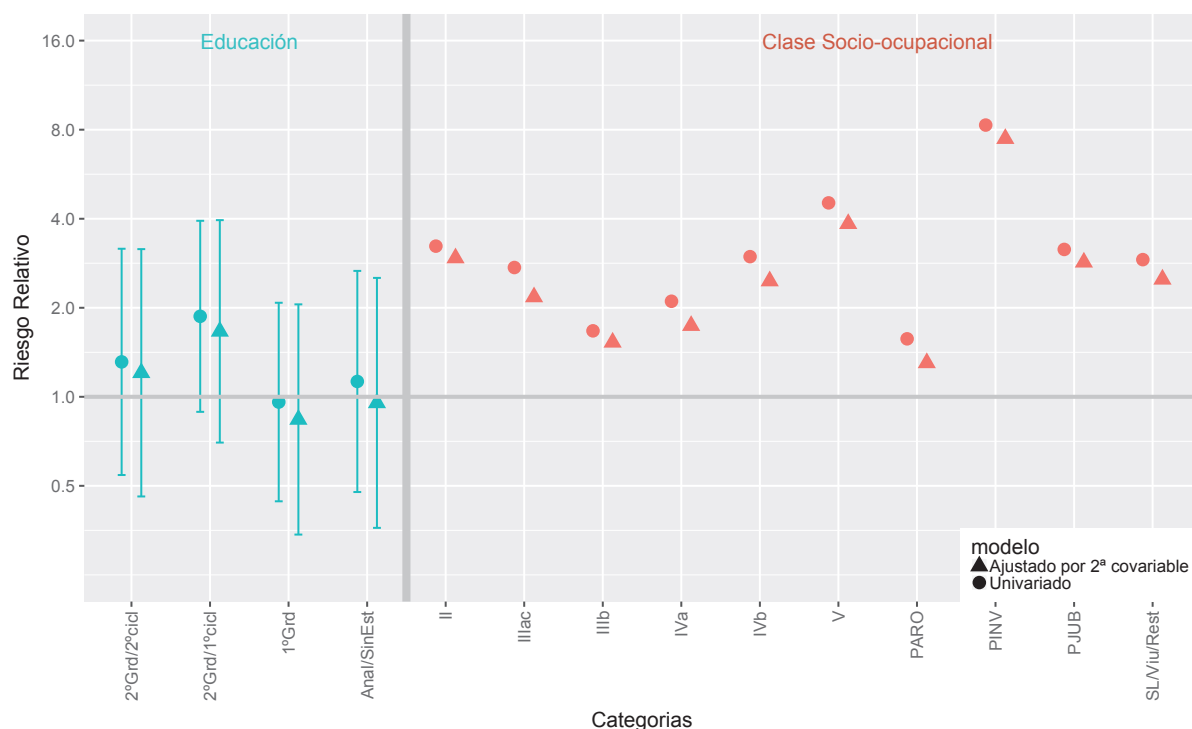
En los ANEXOS se presentan todos los valores del modelo de regresión.

Figura 18. Riesgo relativo de mortalidad por **cáncer de colon** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en hombres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008.



Resultados de Regresión de Cox. Referencia: Nivel educativo formación universitaria y clase social I.

Figura 19 Riesgo relativo de mortalidad por **cáncer de colon** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en mujeres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008.



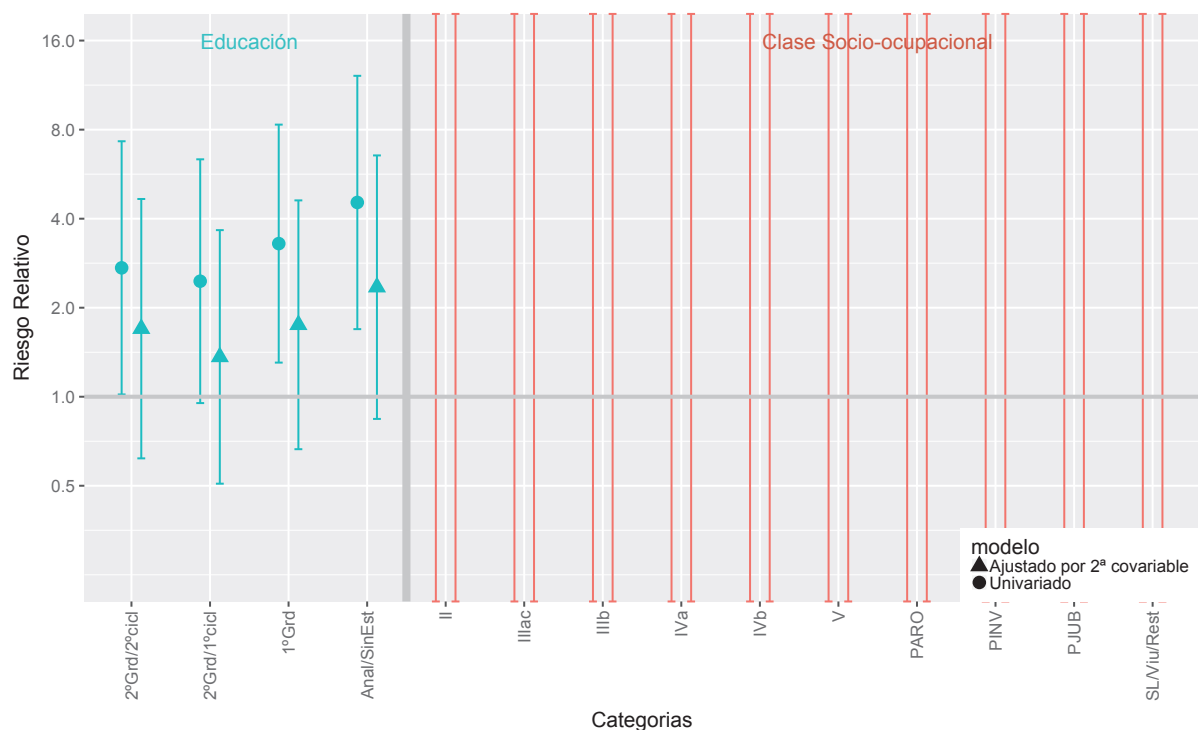
Resultados de Regresión de Cox. Referencia: Nivel educativo formación universitaria y clase social I.

V.3.2.4. Desigualdades en la mortalidad por cáncer de recto, porción recto-sigmoide y del ano

En los hombres se encontraron categorías significativas en el modelo que estudiaba el nivel educativo: para el grupo de sin estudios (RR=4,54; IC95%: 1,69-12,16), el primer grado (RR=3,29; IC95%: 1,30-8,32) y segundo ciclo del segundo grado (RR=2,73; IC95%: 1,02-7,31); en las mujeres no se encontró ningún efecto estadísticamente significativo. El modelo según clase-ocupacional no mostró ningún coeficiente estadísticamente significativo. En el modelo ajustado por nivel educativo y clase socio-ocupacional no resultó significativa ninguna categoría. (Figura 20). En los ANEXOS se presentan todos los valores del modelo de regresión.

En las mujeres el modelo no convergió por insuficiente número de casos.

Figura 20. Riesgo relativo de mortalidad por **cáncer de recto, porción recto-sigmoide y del ano** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en hombres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008



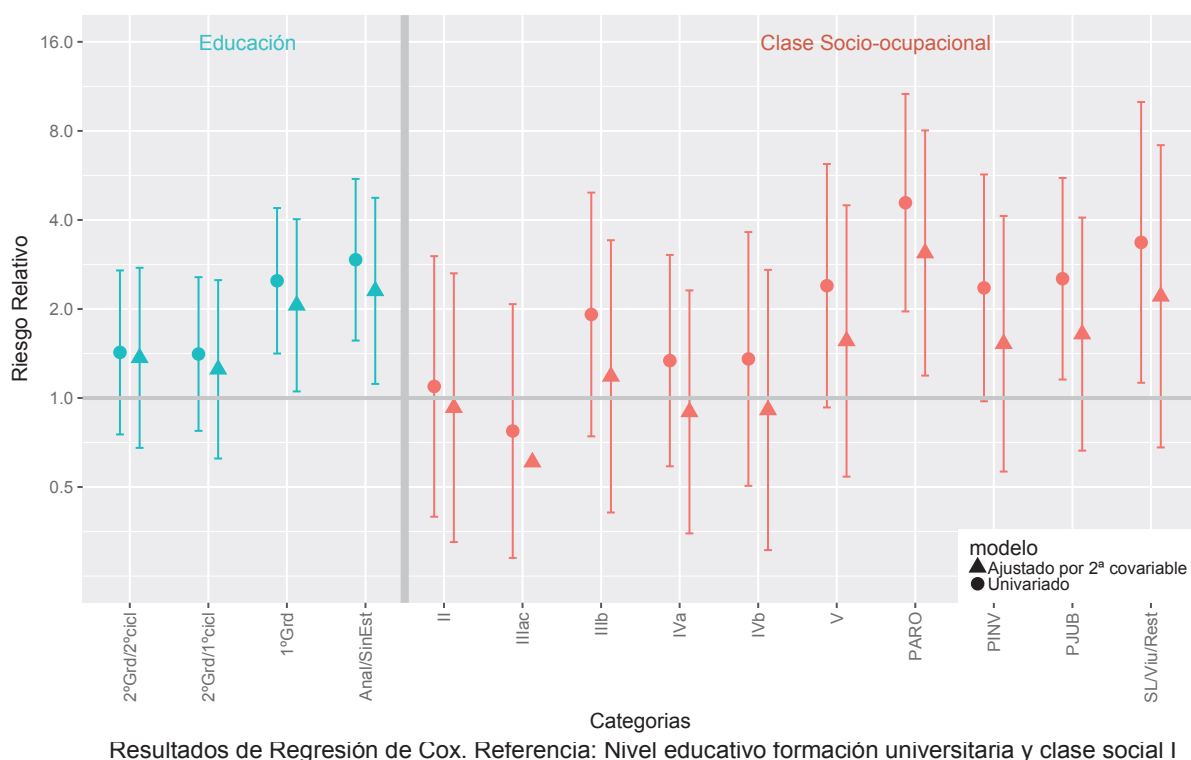
Resultados de Regresión de Cox. Referencia: Nivel educativo formación universitaria y clase social I.

V.3.2.5. Desigualdades en la mortalidad por cáncer de esófago

En los hombres se encontraron categorías significativas en los modelos univariados. En el nivel de estudios, para el grupo de sin estudios (RR=2,93; IC95%: 1,56-5,50) y estudios de primer grado (RR=2,49; IC95%:1,41-4,39). Según situación socio-ocupacional para la situación de paro, pensión por invalidez y el grupo de otras situaciones en no ocupados. En el modelo ajustado se mantuvo la significación para nivel de estudios: para el grupo de sin estudios (RR=2,30; IC95%: 1,12-4,75) y el de los que finalizaron el primer grado (RR=2,06; IC95%:1,05-4,02), y también la situación de paro (Figura 21). En los ANEXOS se presentan todos los valores del modelo de regresión.

En las mujeres el modelo no convergió por insuficiente número de casos.

Figura 21 Riesgo relativo de mortalidad por **cáncer de esófago** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en hombres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008.

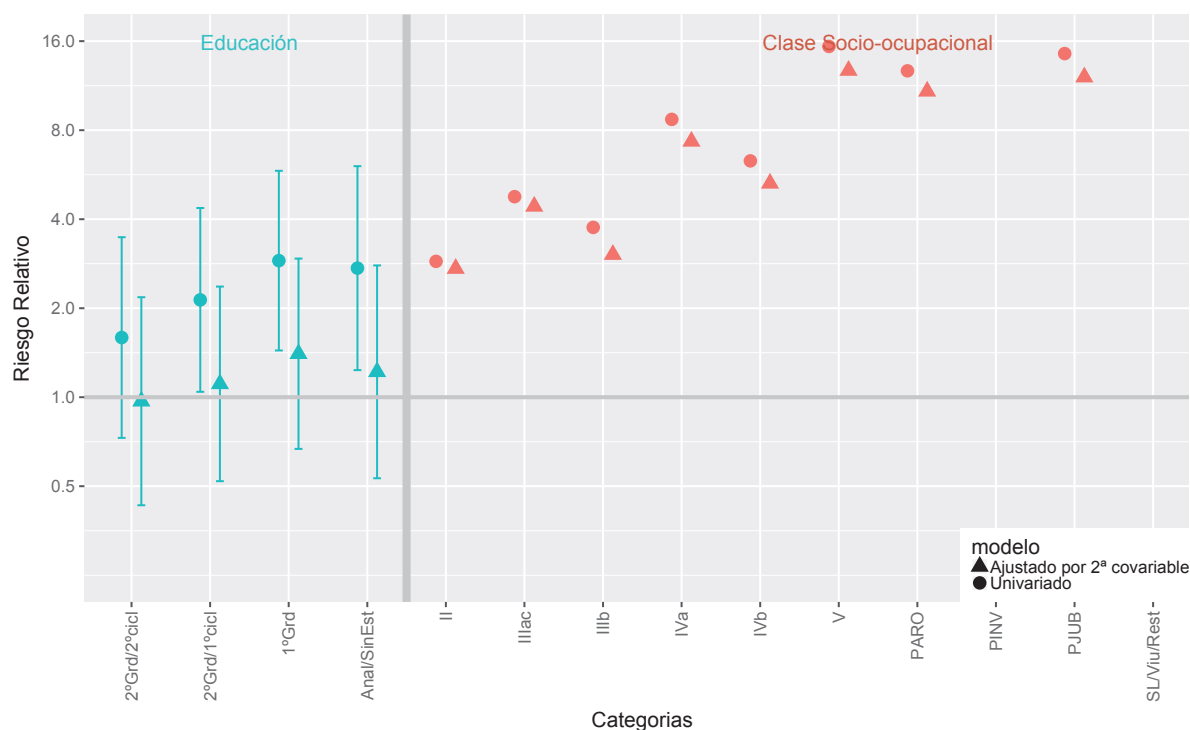


V.3.2.6. Desigualdades en la mortalidad por cáncer de laringe

En los hombres se encontraron efectos significativos en los modelos univariados. Según el nivel de estudios, para el grupo de sin estudios (RR=2,73; IC95%: 1,24-6,05), el de estudios de primer grado (RR=2,90; IC95%: 1,44-5,83) y el de primer ciclo del segundo grado (RR=2,13; IC95%:1,04-4,37). Según situación social, la clase IVb (RR=6,30; IC: 0,75-52,33), y la V (RR=15,36; IC95%: 1,97-120,01), y todas las categorías de no ocupados. En el modelo ajustado por nivel educativo y clase socio-ocupacional mantuvo la significación la clase social V (RR=12,73; IC95%: 1,52-106,77) y todas las categorías de personas no ocupadas (Figura 22). En los ANEXOS se presentan todos los valores del modelo de regresión.

En las mujeres el modelo no convergió por insuficiente número de casos.

Figura 22. Riesgo relativo de mortalidad por **cáncer de laringe** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en hombres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008.



Resultados de Regresión de Cox. Referencia: Nivel educativo formación universitaria y clase social I.

V.3.2.7. Desigualdades en la mortalidad por cáncer de pulmón, tráquea y bronquios

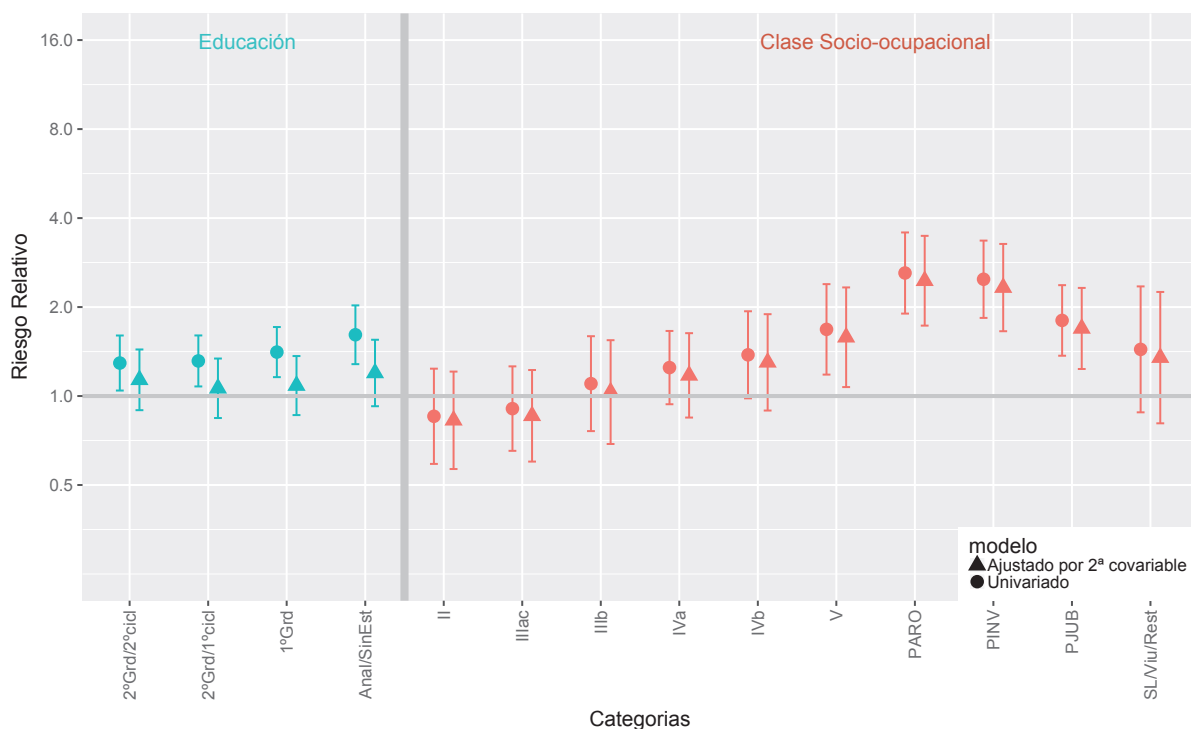
En los hombres se encontraron efectos significativos en los modelos univariados. En el nivel de estudios, para el grupo de sin estudios (RR=1,61; IC95%: 1,28-2,03), estudios de primer grado (RR=1,41; IC95%: 1,16-1,71), primer ciclo del segundo grado (RR=1,31; IC95%:1,08-1,60). Según clase social, la clase V (RR=1,68; IC95%: 1,18-2,39) y todas las situaciones socio-ocupacionales de no ocupación con la excepción del último grupo. En el modelo ajustado bivariado fue significativa la clase social V (RR=1,58; IC95%:1,07-2,33) y todas las situaciones de no ocupación.

En las mujeres, en los modelos univariados se encontró efecto asociado al nivel educativo, para el nivel educativo de sin estudios (RR=0,51; IC95%: 0,29-0,90) y para estudios de primer grado (RR=0,42; IC95%: 0,27-0,66). En cuanto a la situación socio-ocupacional se encontró un efecto significativo con valor inferior a la unidad para la clase IIIb

(RR=0,37; IC95%: 0,14-0,98). En el modelo ajustado por educación y ocupación se mantenía la significación con vaores inferiores a la unidad para las mujeres sin estudios (RR=0,52; IC95%: 0,27-0,99) y para las que habían alcanzado el primer grado de estudios (RR=0,43; IC95%: 0,25-0,75) (Figuras 23 y 24).

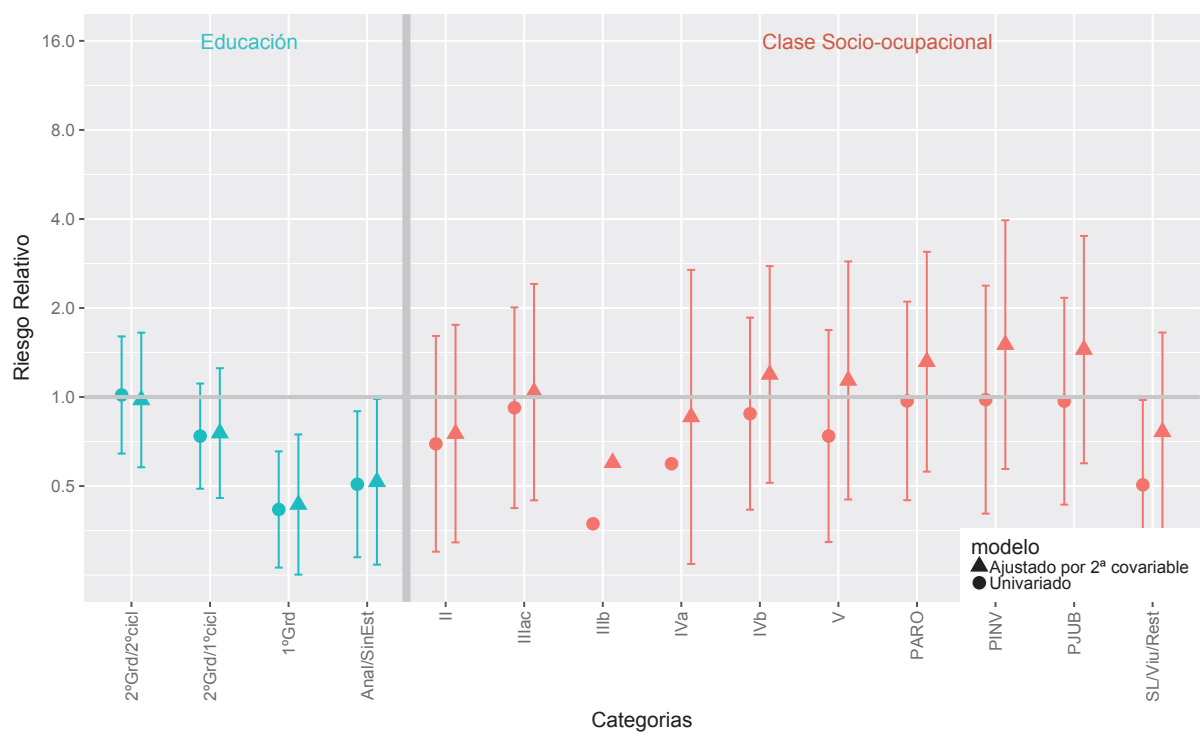
En los ANEXOS se presentan todos los valores del modelo de regresión.

Figura 23. Riesgo relativo de mortalidad por **Cáncer de pulmón, tráquea y bronquios** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en hombres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008.



Resultados de Regresión de Cox. Referencia: Nivel educativo formación universitaria y clase social I.

Figura 24. Riesgo relativo de mortalidad por **cáncer de pulmón, tráquea y bronquios** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en mujeres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008



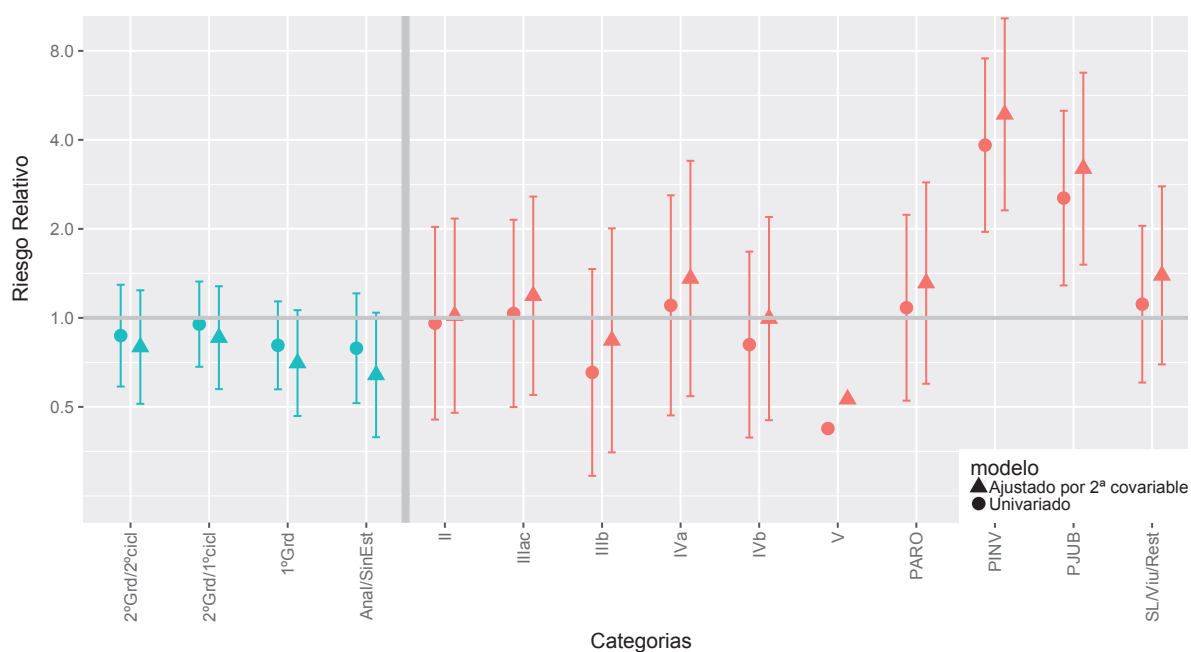
Resultados de Regresión de Cox. Referencia: Nivel educativo formación universitaria y clase social I

V.3.2.8. Desigualdades en la mortalidad por cáncer de mama femenino

El modelo univariado según nivel educativo no mostró coeficientes estadísticamente significativos. El modelo univariado según la clase socio-ocupacional solo presentó valores estadísticamente significativos para las situaciones de pensionista por invalidez o por jubilación. Estas dos categorías eran las que seguían siendo significativas en el modelo ajustado por las dos variables conjuntamente: nivel de estudios y clase socio-ocupacional (Figura 25).

En los ANEXOS se presentan todos los valores del modelo de regresión.

Figura 25 . Riesgo relativo de mortalidad por **cáncer de mama**, según nivel educativo y clase socio-ocupacional en mujeres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008



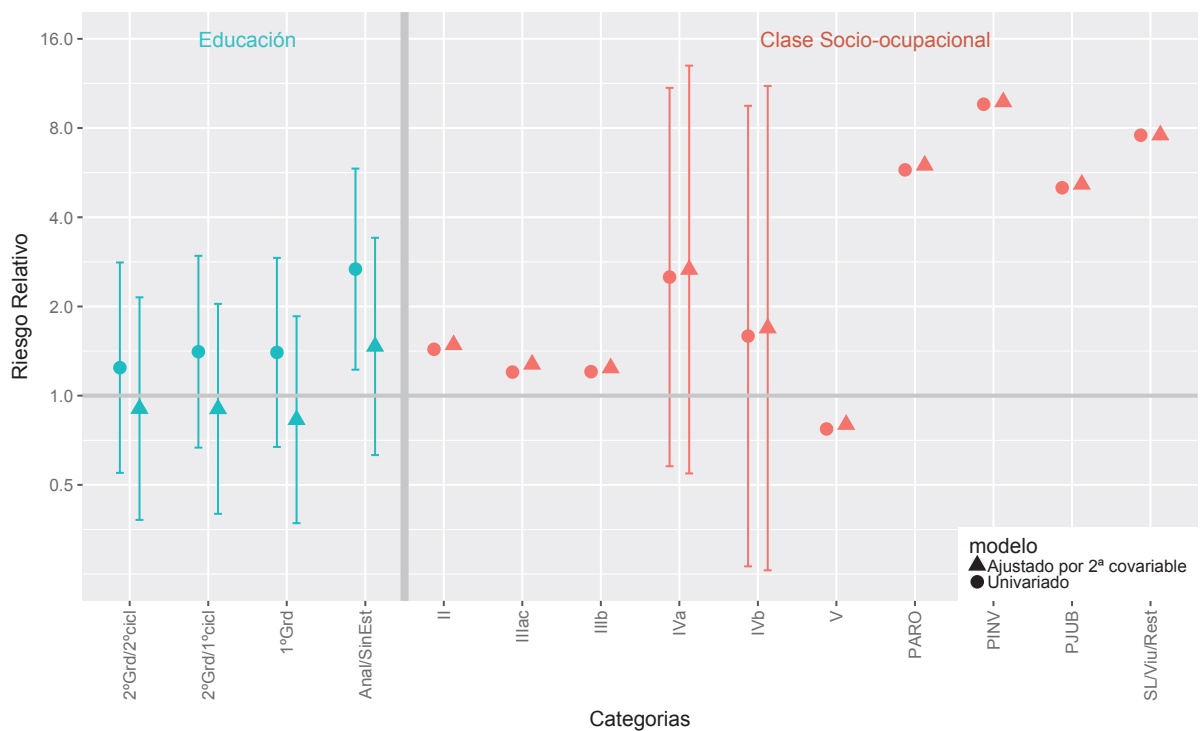
Resultados de Regresión de Cox. Referencia: Nivel educativo formación universitaria y clase social I

V.3.2.9. Desigualdades en la mortalidad por diabetes

En el modelo univariado para el nivel educativo resultó estadísticamente significativo el coeficiente relativo al nivel de sin estudios para hombres (RR=2,67; IC95%: 1,22-5,84), en el modelo por clase socio-ocupacional fueron significativos el paro, y las situaciones de inactividad laboral. En el modelo ajustado por las dos variables se mantuvieron estadísticamente significativas las situaciones de no ocupados (Figura 26). En los ANEXOS se presentan todos los valores del modelo de regresión.

En las mujeres el modelo no convergió por insuficiente número de casos.

Figura 26. Riesgo relativo de mortalidad por **diabetes**, según nivel educativo y clase socio-ocupacional en hombres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008

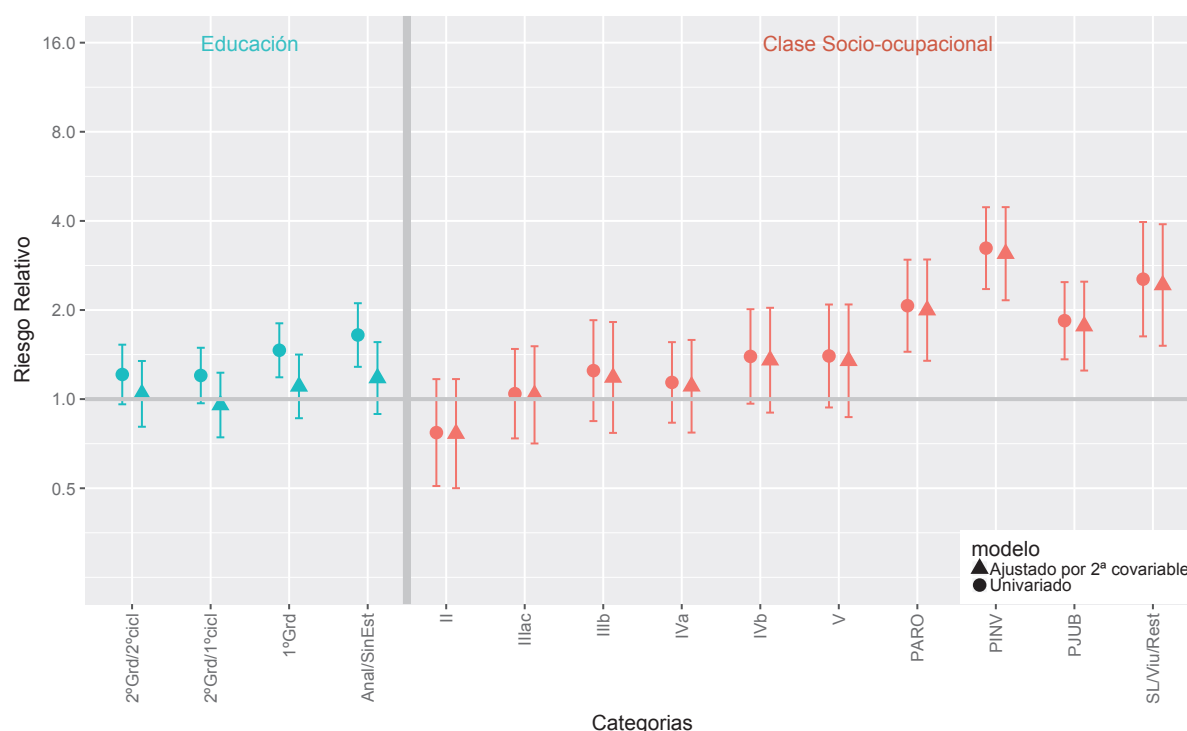


Resultados de Regresión de Cox. Referencia: Nivel educativo formación universitaria y clase social I.

V.3.2.10. Desigualdades en la mortalidad por enfermedad isquémica del corazón

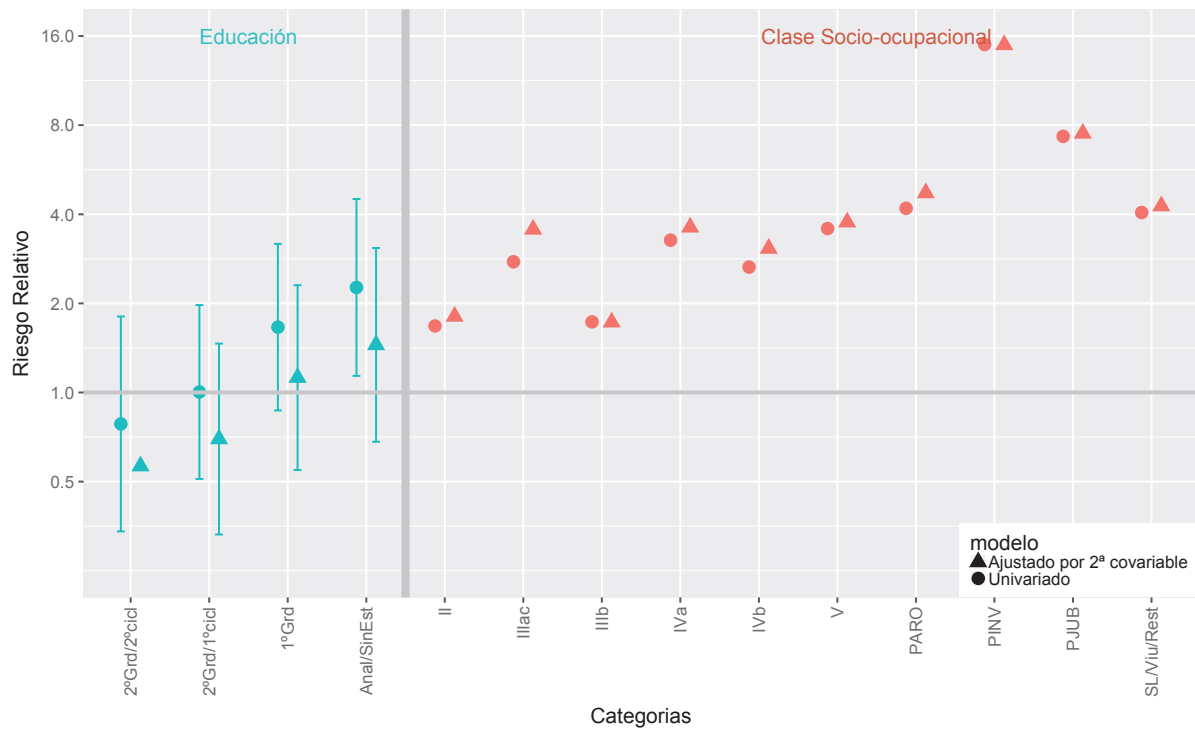
En los hombres se encontraron efectos significativos en ambos modelos univariados. En el nivel de estudios, para el grupo de sin estudios (RR=1,65; IC95%: 1,29-2,11) y el de estudios de primer grado (RR=1,46; IC95%: 1,18-1,80), Según situación socio-ocupacional fueron significativos los resultados para todos los grupos no ocupados, incluyendo la situación de desempleado (RR=2,07; IC95%: 1,45-2,96). En el modelo ajustado bivariado no resultó significativo el nivel educativo, pero se mantienen las situaciones de no empleo, incluyendo la situación de paro (RR=2,00; IC95%:1,35-2,96). En las mujeres se encontró efecto en relación con el menor nivel educativo (RR=2,26; IC95%:1,14-4,50), la situación no se mantiene en el modelo ajustado por nivel educativo y clase socio-ocupacional (Figuras 27 y 28). En los ANEXOS se presentan todos los valores del modelo de regresión.

Figura 27. Riesgo relativo de mortalidad por enfermedad isquémica del corazón según nivel educativo y clase socio-ocupacional en hombres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008



Resultados de Regresión de Cox. Referencias: Nivel educativo formación universitaria y clase social I.

Figura 28. Riesgo relativo de mortalidad por **enfermedad isquémica del corazón** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en mujeres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008



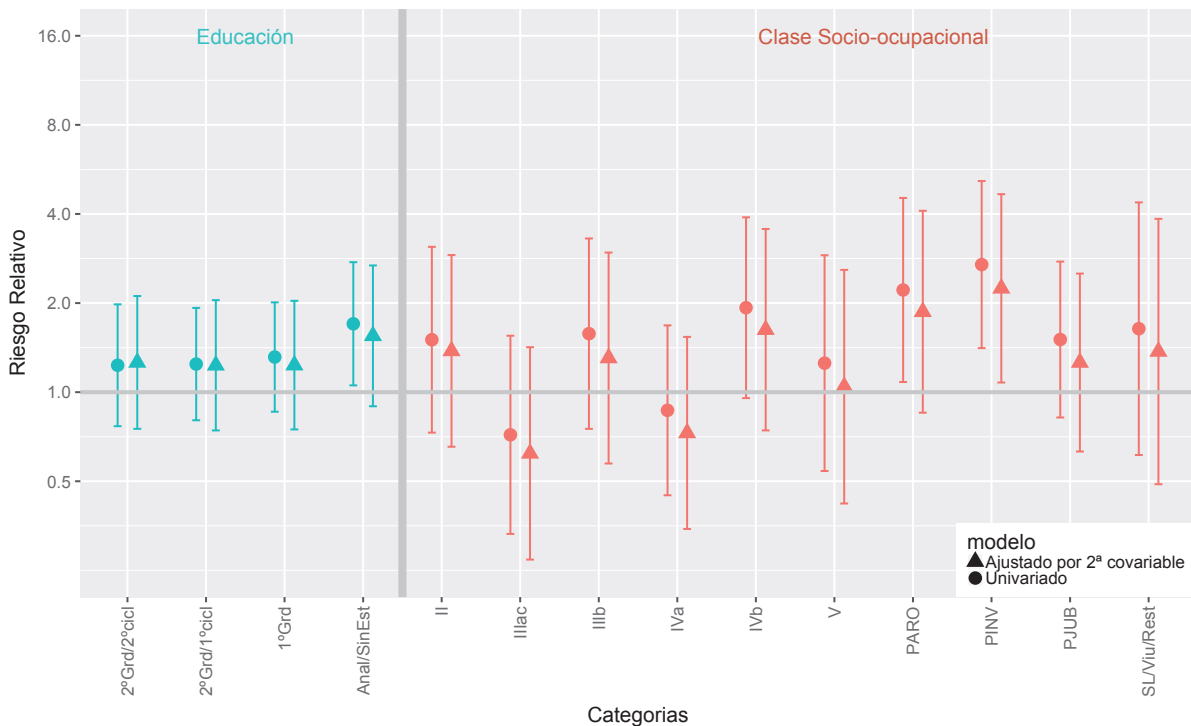
Resultados de Regresión de Cox. Referencia: Nivel educativo formación universitaria y clase social I

V.3.2.11. Desigualdades en la mortalidad por enfermedad cerebrovascular

En el modelo univariado para el nivel educativo resultó estadísticamente significativo el coeficiente relativo al nivel de sin estudios para hombres (RR=1,70; IC95%: 1,05-2,75), en el modelo por clase socio-ocupacional fueron significativos la situación de invalidez y el desempleo (RR=2,22; IC95%: 1,08-4,53), en el modelo bivariado solo se mantuvo con significación el riesgo asociado al encontrarse en situación de invalidez. En las mujeres en el modelo univariado para el nivel educativo resultó estadísticamente significativo el coeficiente relativo al nivel de sin estudios (RR=2,35; IC95%:1,06-5,23), en el modelo por clase socio-ocupacional y el bivariado no se detectó ningún efecto significativo. Figuras 29 y 30.

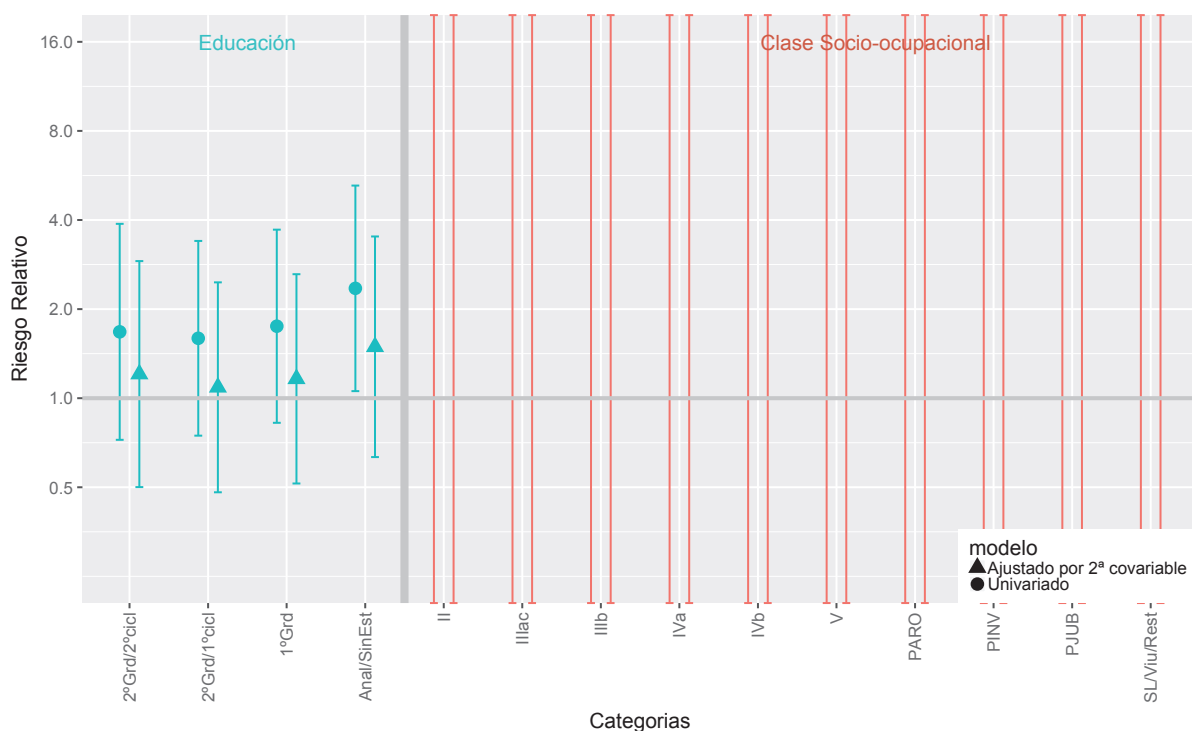
En los ANEXOS se presentan todos los valores del modelo de regresión.

Figura 29. Riesgo relativo de muerte por **enfermedad cerebrovascular** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en hombres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008



Resultados de Regresión de Cox. Referencias: Nivel educativo formación universitaria y clase social I

Figura 30 . Riesgo relativo de muerte por **enfermedad cerebrovascular** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en mujeres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008



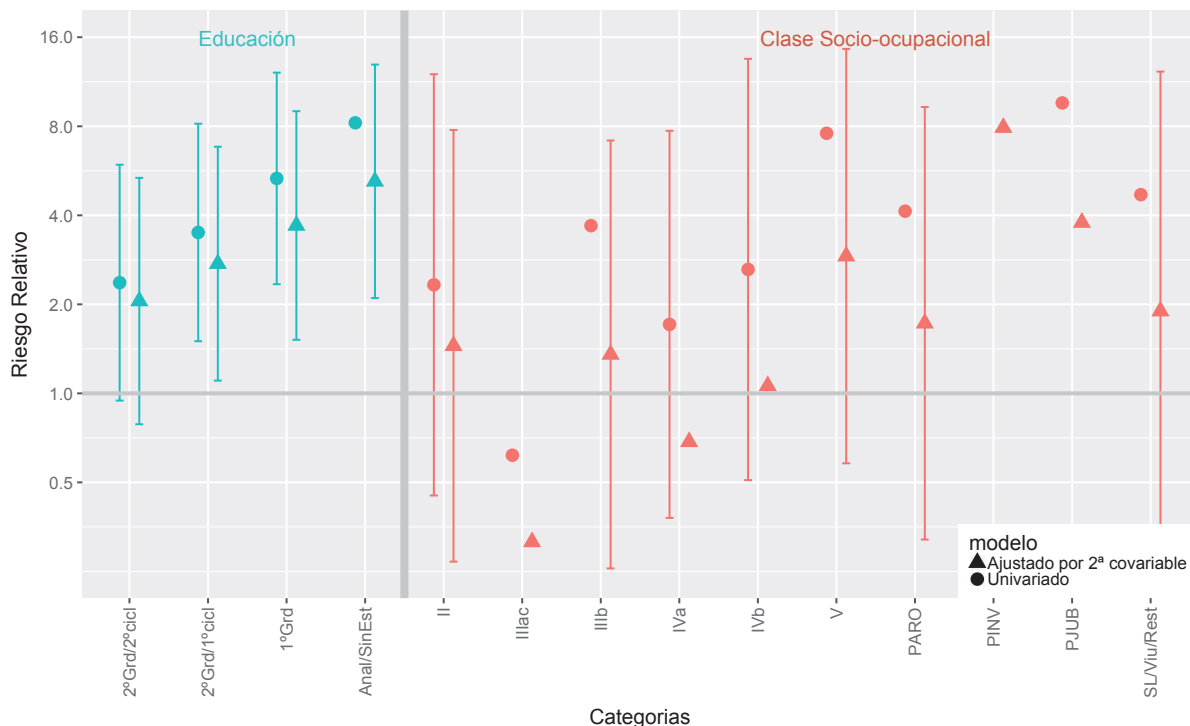
Resultados de Regresión de Cox. Referencias: Nivel educativo formación universitaria y clase social I

V.3.2.12. Desigualdades en la mortalidad por enfermedades crónicas de las vías respiratorias inferiores (excepto asma)

En los hombres se encontraron riesgos significativos en ambos modelos univariados. Según el nivel de estudios, para el grupo de sin estudios (RR=8,22; IC95%: 3,53-19,11), estudios de primer grado (RR=5,33; IC95%: 2,34-12,15) y para estudios de primer ciclo de segundo grado (RR=3,50; IC95%: 1,50-8,16). También el riesgo referido a la clase V (RR=7,76; IC95%: 1,66-34,57), y todas la situaciones de no ocupación. En el modelo ajustado bivariado se mantuvo la significación para el grupo de personas sin estudios (RR=5,21; IC95%: 2,10-12,93), estudios de primer grado (RR=3,69; IC95%: 1,52-8,99) y para estudios de primer ciclo de segundo grado (RR=2,75; IC95%: 1,10-6,82), y también para la situación de invalidez en el momento del censo.

En las mujeres en modelo no convergió para esta causa de muerte, a pesar de contabilizarse más de 100 eventos. Figura 31.

Figura 31. Riesgo relativo de muerte por **enfermedades crónicas de las vías respiratorias inferiores (excepto asma)** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en hombres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008



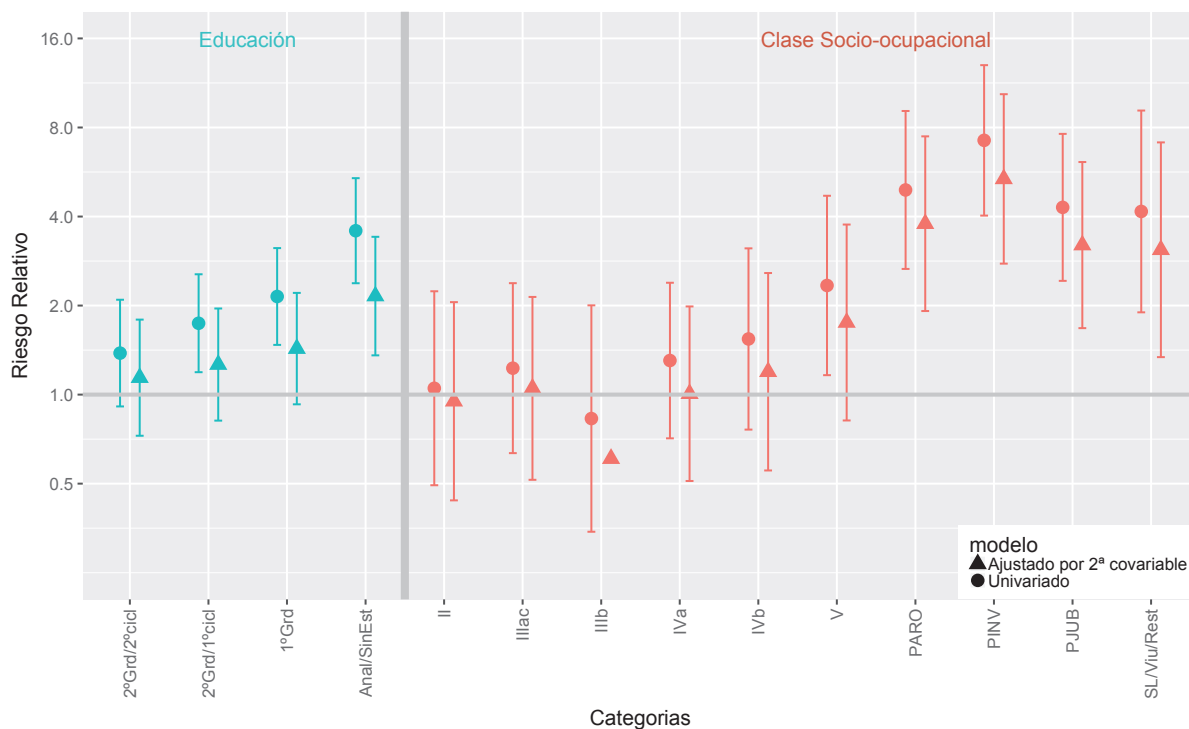
Resultados de Regresión de Cox. Referencias: Nivel educativo formación universitaria y clase social I

V.3.2.13. Desigualdades en la mortalidad por cirrosis y otras enfermedades crónicas del hígado

En los hombres se encontraron riesgos significativos en los modelos univariados. En el nivel de estudios, para el grupo de sin estudios (RR=3,85; IC95%: 2,38-5,39), estudios de primer grado (RR=2,15; IC95%: 1,47-3,13) y para estudios de primer ciclo de segundo grado (RR=1,74; IC95%: 1,19-2,55). También el riesgo referido a la clase V (RR=2,34; IC95%: 1,16-4,70), y todas la situaciones de no ocupación. En el modelo bivariado se mantenía con significación el riesgo asociado al menor nivel educativo (RR=1,74; IC95%: 2,15-2,55) y a todas las situaciones de no ocupación (Figura 32).

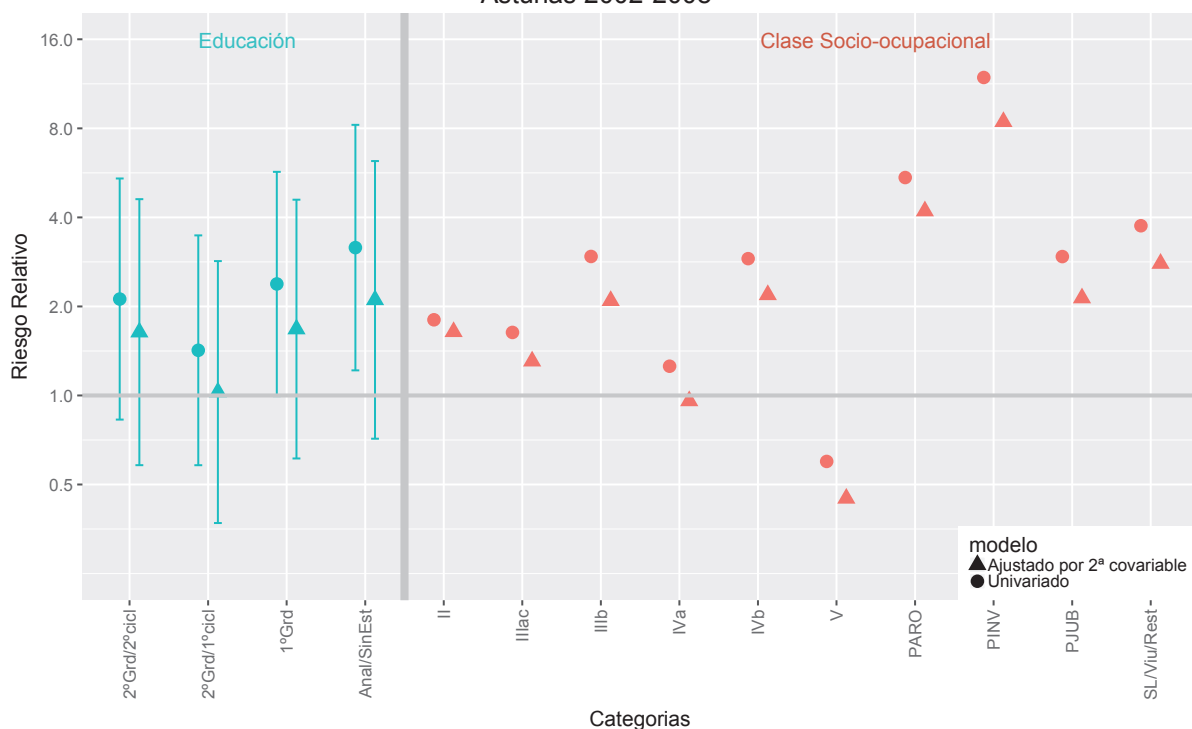
En las mujeres se detectó efecto para las aquellas que no tenían estudios en el modelo univariado (RR=3,16; IC95%: 1,22-8,22) y en las que encontraban en situación de invalidez (Figura 33).

Figura 32. Riesgo relativo de muerte por **cirrosis y otras enfermedades crónicas del hígado** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en hombres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008



Resultados de Regresión de Cox. Referencias: Nivel educativo formación universitaria y clase social I

Figura 33. Riesgo relativo de muerte por **cirrosis y otras enfermedades crónicas del hígado** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en mujeres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008



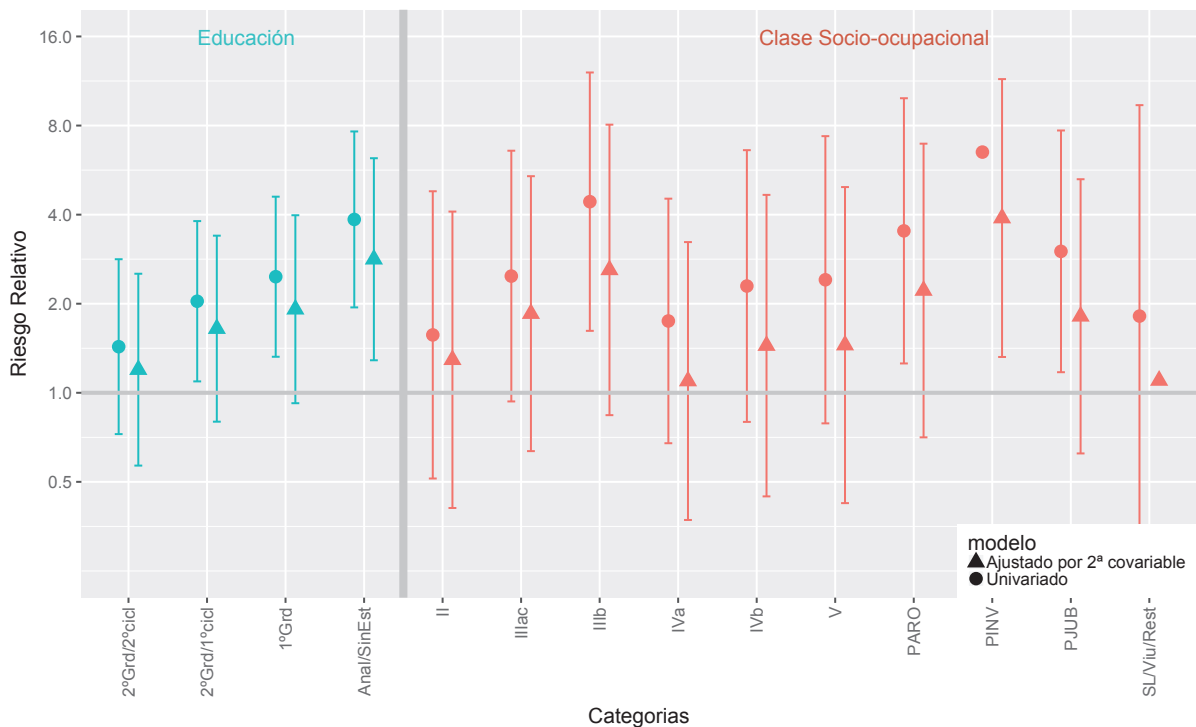
Resultados de Regresión de Cox. Referencias: Nivel educativo formación universitaria y clase social I

V.3.2.14. Desigualdades en la mortalidad por suicidio y lesiones autoinfligidas

En los hombres se encontraron riesgos significativos en los modelos univariados. En el nivel de estudios, para el grupo de sin estudios (RR=3,85; IC95%: 1,94-7,64), estudios de primer grado (RR=2,47; IC95%: 1,32-4,60) y para estudios de primer ciclo de segundo grado

(RR=2,04; IC95%: 1,09-3,80). También el riesgo referido a la clase IIIb (RR=4,43; IC95%: 1,62-12,09), el desempleo (RR=3,53; IC95%: 1,26-9,90), y las situaciones de jubilación. En el modelo bivariado se mantenía con significación el riesgo asociado al menor nivel educativo (RR=1,74; IC95%: 2,15-2,55) y a todas las situaciones de no ocupación. En el modelo multivariado resultó significativo el riesgo para la el menor nivel educativo (RR=2,83; IC95%: 1,28-6,21). En las mujeres no se detectó ninguna categoría significativa en ninguno de los tres modelos. Figura 34.

Figura 34. Riesgo relativo de muerte por **Suicidios** según nivel educativo y clase socio-ocupacional en hombres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008.

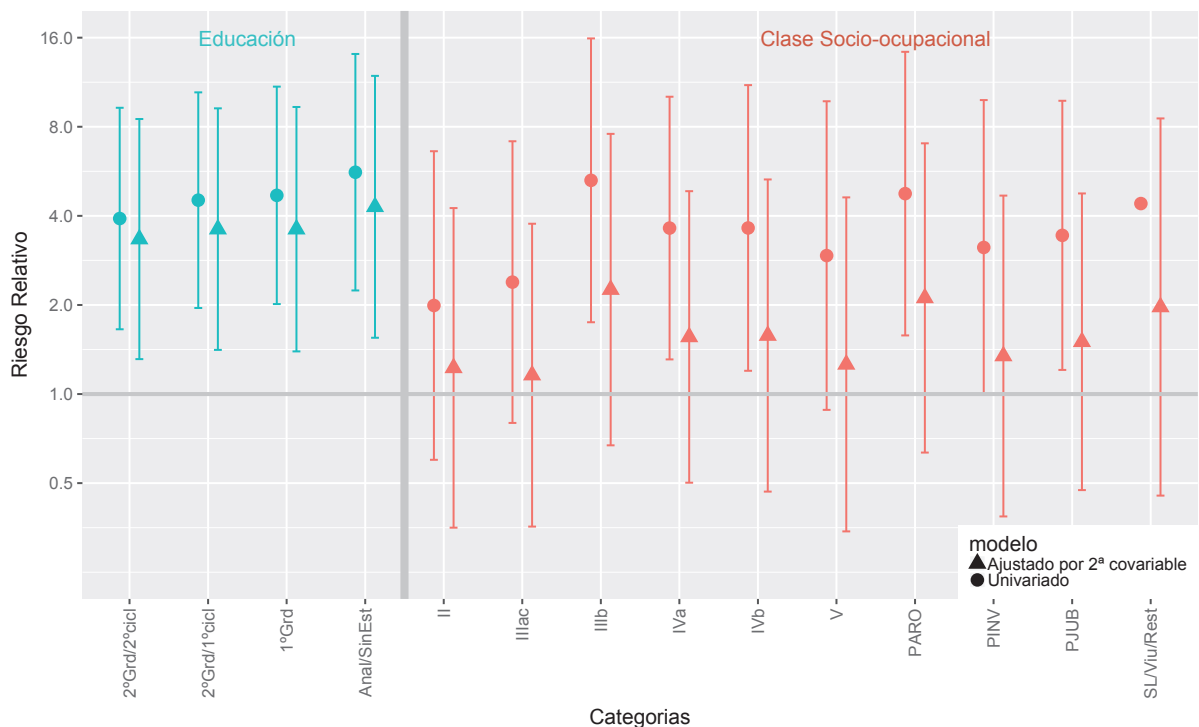


Resultados de Regresión de Cox. Referencias: Nivel educativo formación universitaria y clase social I

V.3.2.15. Desigualdades en la mortalidad por accidentes de tráfico

En los hombres se encontraron riesgos significativos en los modelos univariados. Según el nivel de estudios, para el grupo de sin estudios (RR=5,62; IC95%: 2,24-14,09), estudios de primer grado (RR=4,69; IC95%: 2,01-10,92), para estudios de primer ciclo de segundo grado (RR=4,52; IC95%: 1,95-10,45) y para estudios de segundo ciclo de segundo grado (RR=3,92; IC95%: 1,66-9,27). En cuanto a la clase social, se encontró efecto la para clase IIIb (RR=5,27; IC95%: 1,75-15,90), la clase IVa (RR=3,64; IC95%: 1,31-10,10) y la clase IVb (RR=3,64; IC95%: 1,20-11,06), así como el desempleo (RR=4,76; IC95%: 1,26-9,90) y el encontrarse como pensionista por jubilación. En el modelo bivariado se mantenían con significación todos los riesgos asociados al menor nivel educativo (Figura 35). En las mujeres no se detectó ninguna categoría significativa en ninguno de los tres modelos. En los ANEXOS se encuentran los coeficientes de cada categoría para los tres modelos.

Figura 35. Riesgo relativo de muerte por accidentes de tráfico según nivel educativo y clase socio-ocupacional en hombres. Modelos univariados y bivariados. Asturias 2002-2008



Resultados de Regresión de Cox. Referencias: Nivel educativo formación universitaria y clase social I

V.3.3. Índices de desigualdad

A continuación se presentan los índices de desigualdad por nivel educativo según las tasas de mortalidad por 100.000 habitantes-año en la población que tenía entre 40 y 64 en el momento censal, para las causas en las que se encontraron efectos significativos para alguna categoría de clase social o nivel educativo.

Tabla 13. Índice de Desigualdad de la Pendiente e Índice Relativo de Desigualdad de la mortalidad por las causas más relevantes en el estudio de desigualdad. Hombres. Asturias 2001-2008

Causa de muerte	Índice de Desigualdad de la Pendiente	Índice de Desigualdad de Mackenbach
VIH/Sida	-10,59	9,06
Cáncer de esófago	-21,93	4,43
Cáncer de estómago	-13,59	2,61
Cáncer de recto	-9,44	3,00
Cáncer de laringe	-13,91	3,12
Cáncer de pulmón	-49,44	1,51
Diabetes	-6,87	2,10
Enfermedad isquémica del corazón	-50,49	1,65
Enfermedad cerebrovascular	-11,18	1,56
Enfermedad respiratoria cr vías bajas	-32,16	21,33
Cirrosis	-43,80	3,72
Suicidio	-19,12	4,49
Accidentes	-9,91	2,00

Tabla 14. Índice de Desigualdad de la Pendiente e Índice Relativo de Desigualdad de la mortalidad por las causas más relevantes en el estudio de desigualdad. Mujeres. Asturias 2001-2008

Causa de muerte	Índice de Desigualdad de la Pendiente	Índice de desigualdad de Mackenbach
Cáncer de pulmón	18,20	1,57
Cáncer de mama	-9,07	2,61
Enfermedad isquémica del corazón	-17,99	4,19
Enfermedad cerebrovascular	-9,07	2,06
Cirrosis	-9,77	3,77

En los hombres el IDP más elevado fue para enfermedad isquémica del corazón y cáncer de pulmón, los valores negativos indican que a mayor nivel educativo la mortalidad disminuye. En las mujeres el IDP es positivo para cáncer de pulmón, lo que indica que a mayor nivel educativo tasas más elevadas por esa causa.

V.3.4. Desempleo y mortalidad

Este apartado se basó en la comparación entre las cohortes del estudio de Asturias y de la obtenida a partir de los datos de la Base de Datos Longitudinal de Población de Andalucía (BDLPA) (<http://www.juntadeandalucia.es/institutodeestadisticaycartografia/longevidad/>), que fue configurada para tener la misma estructura que la cohorte histórica de Asturias. Por parte de Asturias se aportaron 12.097 defunciones y de Andalucía 74.094, registradas sobre una población de 346.377 y de 2.028.286 respectivamente de personas entre 40 y 64 años en el momento censal y residentes en hogares familiares. En cuanto a las características de ambas poblaciones, el porcentaje de mujeres era 50,39% en Asturias y 50,71% en Andalucía, en la Tabla 15 se presenta la distribución de ambas poblaciones por grupos de edad y en la Tabla 16 según el nivel educativo de las poblaciones estudiadas.

Tabla 15. Distribución (%) de la población entre 40 y 64 años de Asturias (N= 346.377) y de Andalucía (N= 2.028.286) por grupos quinquenales de edad. Censo 2001.

Grupo de edad	Asturias (%)	Andalucía (%)
40 a 44	23,94	26,13
45 a 49	22,46	21,52
50 a 54	20,97	19,29
55 a 59	18,23	17,83
60 a 64	14,40	15,23
TOTAL	100,00	100,00

Fuente: Explotación propia del Censo 2001 en Asturias y de la Base de Datos Longitudinal de Población de Andalucía

Tabla 16. Distribución (%) de la población entre 40 y 64 años de Asturias (N= 346.377) y de Andalucía (N= 2.028.286) según nivel educativo. Censo 2001.

Nivel de estudios	Asturias (%)	Andalucía (%)
Sin estudios	8,68	24,43
1er Grado	29,22	28,03
2º Grado/1er. Ciclo	31,55	24,45
2º Grado/2ºCiclo	18,04	12,00
E. Universitarios	12,51	11,09
TOTAL	100,00	100,00

Fuente: Explotación propia del Censo 2001 en Asturias y de la Base de Datos Longitudinal de Población de Andalucía

El porcentaje de población activa (población trabajando o en disposición para trabajar) en Asturias era 57,01% frente al 59,42% en Andalucía. La tasa de desempleo, entendida como la proporción de desempleados (según el registro de la entrevista censal) con respecto al total de población en el momento del censo era de 5,90 desempleados por mil habitantes en Asturias y de 11,17 desempleados por mil habitantes en Andalucía.

Las dos cohortes agregadas sumaban 86.181 defunciones y 16.28.390 personas-año en seguimiento. El riesgo acumulado de muerte en el período era de 0,035 para Asturias y 0,037 para Andalucía, que representaba una sobremortalidad bruta de Andalucía de 1,05.

Para poder identificar el papel del desempleo y otras variables asociadas, en primer lugar se seleccionaron o construyeron las variables que se emplearían en los modelos multivariados de regresión de Poisson. Se emplearon como categorías basales: el grupo de edad de 44 a 49, sexo femenino, poseer los estudios universitarios, encontrarse trabajando, residir en Andalucía y las defunciones en el periodo de 2002 a 2005.

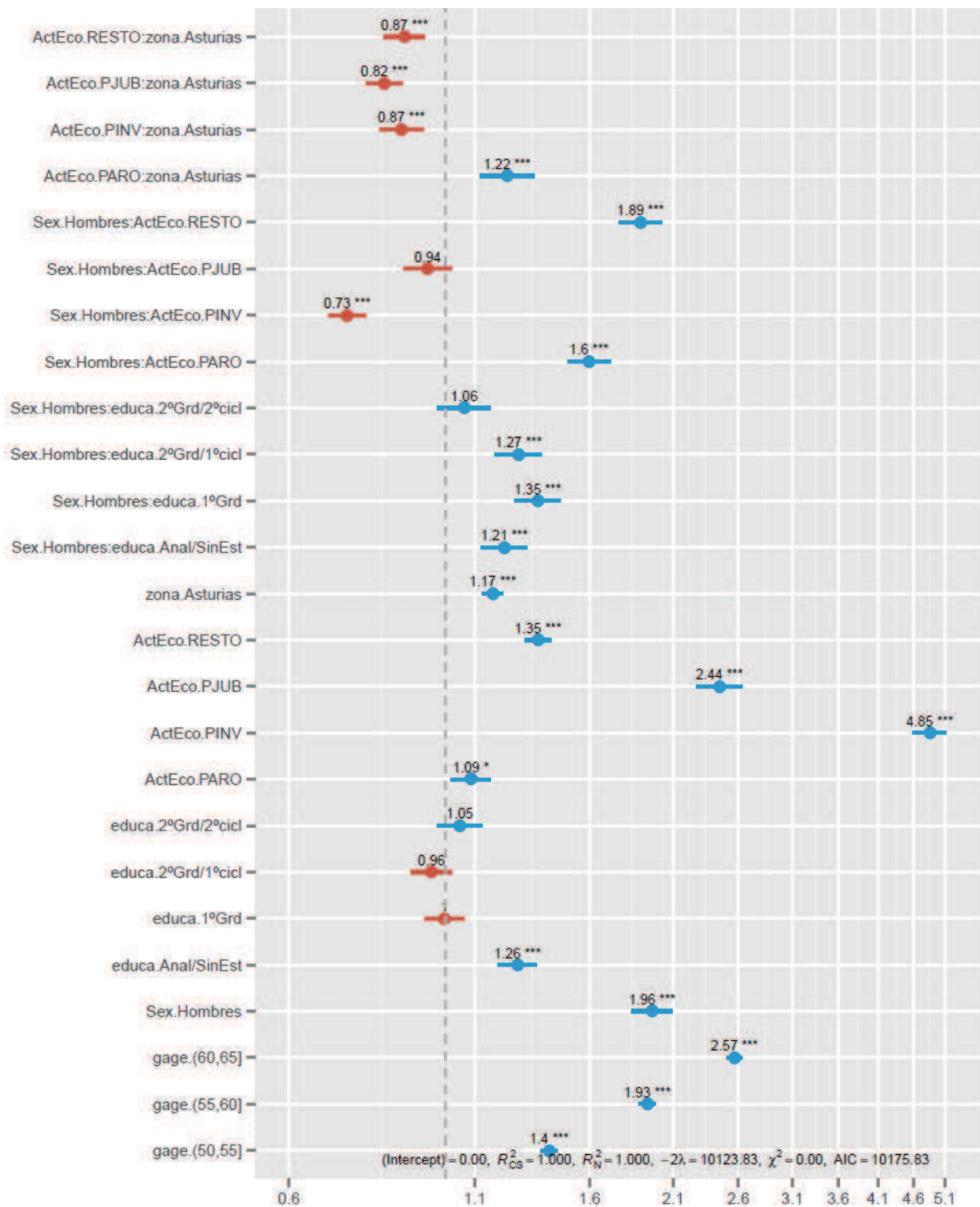
Tabla 17. Variables utilizadas en los modelos de regresión de Poisson en el estudio de la relación entre desempleo y mortalidad en Asturias y Andalucía.

Variable	Abreviatura	Categorías	Significado
Sexo	Sex.	Hombres Mujeres	
Grupos de edad quinquenales	gage.	45:50 50:55 55:60 60:65	Entre 45 y 49 años Entre 50 y 54 años Entre 55 y 59 años Entre 60 y 64 años
Periodo	gperiod.	2002-2005 2005-2008	Defunciones entre 2005 y 2005 Defunciones entre 2006 y 2008
Nivel de estudios	Educa.	Sin Estudios 1er Grado 2º Grado/1ºCiclo 2º Grado/2ºCiclo E. Universitarios	
Actividad económica	ActEco.	Trabajo Paro Pinv PJuv Otros	Trabajando la semana anterior Desempleado la semana anterior En jubilación por invalidez En jubilación causas ordinarias Otras situaciones no activos
Región	Zona.	Asturias Andalucía	

Se partió de un modelado con todas las variables sin interacciones. Posteriormente se creó un modelo con la actividad económica, estudios, edad y zona; a partir de ese modelo se fue simplificando, eliminando las interacciones no significativas, sin perder la capacidad explicativa del modelo. El periodo (2002 a 2005 frente 2006 a 2008) no mostró significación en los diferentes modelos, por lo que se excluyó, así como la interacción entre el nivel educativo y la zona (Asturias y Andalucía). El modelo resultante definitivo se presenta en la Figura 36, que mostró los mejores valores de AIC. Se trata de un modelo que incluye las variables grupo de edad, sexo, región, nivel educativo y actividad económica, con interacciones sexo-educación, sexo-actividad económica y actividad económica-región. En la Tabla 18 se presentan los resultados detallados del modelo.

Los factores que presentaron un mayor efecto fueron la situación de invalidez y de jubilación y los grupos de edad de 60 a 64 y de 55 a 59, entre estos últimos se encuentra el riesgo asociado a pertenecer al sexo masculino con un RR de 1,96 (IC95%: 1,90-2,03). La situación de parado también presentó un riesgo significativo: 1,09 (IC95%: 1,02-1,15), así como la residencia en Asturias con RR=1,17 (IC95%: 1,13-1,20) en el modelo con interacciones según actividad económica y zona. El riesgo de la interacción entre sexo masculino y desempleo presenta un RR de 1,60 (IC95%: 1,53-1,67) y el hecho de encontrarse en paro y residir en Asturias tiene un RR= 1,22 (IC95%: 1,13-1,31).

Figura 36. Riesgo Relativos (e intervalos de confianza) entre el desempleo y otras covariables sobre la mortalidad por todas la causas en la población entre 40 y 64 años en 2001, mediante Regresión de Poisson. Asturias y Andalucía 2002-2008



Fuente: Tabla 18

Tabla 18. Resultados de la Regresión de Poisson de la asociación entre desempleo, nivel educativo, y otras covariables socioeconómicas y la muerte, en las personas que tenían entre 40 y 64 en 2001. Asturias y Andalucía, defunciones entre 2002 y 2008

Variable	Coefficiente	Error st	RR*	IC 95%†	Pr(> z)‡
gage.[50,55]	0,3379	0,0139	1,40	1,37-1.43	< 2e-16
gage.[55,60]	0,6581	0,0133	1,93	1,91-1.96	< 2e-16
gage.[60,65]	0,9425	0,0132	2,57	2,54-2.59	< 2e-16
Sex.Hombres	0,6738	0,0335	1,96	1,90-2.03	< 2e-16
educa.Anal/SinEst	0,2343	0,0325	1,26	1,20-1,33	5.98e-13
educa.1ºGrd	-0,0036	0,0326	1,00	0,96-1,06	0,9117
educa.2ºGrd/1ºcicl	-0,0457	0,0333	0,96	0,89-1,02	0,1699
educa.2ºGrd/2ºcicl	0,0464	0,0380	1,05	0,97-1,12	0,2218
ActEco.PARO	0,0826	0,0333	1,09	1,02- 1,15	0,0131
ActEco.PINV	1,5797	0,0281	4,85	4,80- 4,91	< 2e-16
ActEco.PJUB	0,8935	0,0378	2,44	2,37-2,52	< 2e-16
ActEco.RESTO	0,3013	0,0214	1,35	1,31-1,39	< 2e-16
zona.Asturias	0,1536	0,0181	1,17	1,13-1,20	< 2e-16
Sex.Hombres:educa.Anal/SinEst	0,1914	0,0380	1,21	1,14-1,29	4,91e-07
Sex.Hombres:educa.1ºGrd	0,3005	0,0380	1,35	1,28-1,43	2,68e-15
Sex.Hombres:educa.2ºGrd/1ºcicl	0,2378	0,0388	1,27	1,19-1,34	9,20e-10
Sex.Hombres:educa.2ºGrd/2ºcicl	0,0609	0,0441	1,06	0,98-1,15	0,1675
Sex.Hombres:ActEco.PARO	0,4679	0,0360	1,60	1,53-1,61	< 2e-16
Sex.Hombres:ActEco.PINV	-0,3204	0,0307	0,73	0,67-0,79	< 2e-16
Sex.Hombres:ActEco.PJUB	-0,0578	0,0395	0,94	0,87-1,02	0,1432
Sex.Hombres:ActEco.RESTO	0,6361	0,0352	0,87	0,80-0,94	< 2e-16
ActEco.PARO:zona.Asturias	0,2006	0,0451	1,22	1,13- 1,31	8,94e-06
ActEco.PINV:zona.Asturias	-0,1436	0,0362	0,87	0,80-0,94	7,35e-05
ActEco.PJUB:zona.Asturias	-0,1990	0,0309	0,82	0,76-0,88	1,21e-10
ActEco.RESTO:zona.Asturias	-0,1338	0,0336	0,87	0,80-0,84	7,00e-05
(Intercept)	-6,7985	0,0301			< 2e-16

Resultado de los coeficientes y otros valores de la Regresión de Poisson, según el siguiente modelo en la aplicación R: glm(fallece. ~ gage.+ Sex.*educa.+ Sex.*ActEco.+ActEco.*zona., offset = log(PT), family = poisson), con interacción para sexo y educación, sexo y actividad económica (paro, pensión de invalidez o pensión ordinaria o resto) y actividad económica y zona (Asturias o Andalucía). Los niveles basales son: Asturias (zona), mujer (sexo), empleado (actividad económica), estudios universitarios (nivel educativo) y grupo de edad de 40 a 44 años. Modelo sobre 16.28.390 personas-año y 86181 defunciones.

Resultados globales: Residual deviance: 3191 on 1891 degrees of freedom. $-2 \lambda = 101483 X^2 = 0,00$: AIC: 10176.

* Riesgo relativo: exponencial del coeficiente de la regresión.

† Intervalo de Confianza del Riesgo relativo, con el 95% de confianza.

‡ Valor p del test de significación del coeficiente de la regresión.

V.4. Distribución geográfica de la mortalidad general y por causas

En este apartado presentaremos la distribución de la mortalidad al través de las RMEs suavizadas representadas en el mapa de secciones censales de Asturias. En la metodología se ha explicado el detalle de la construcción de las RMEs suavizadas.

En 2001 en Asturias había 892 secciones censales, con tamaños poblacionales que variaban entre 218 y 3.016 habitantes, la media de población por sección censal era 1.184,2 (desv st: 422,6) y la mediana 1133, con un intervalo intercuartílico de 613. El 52,1% eran secciones de carácter urbano, el 13% semiurbano y el 34,9% rurales, atendiendo al criterio del INE de asignación de las poblaciones a uno u otro tipo. El denominador reconstruido sumaba 6.741.129 personas-año. Finalmente se construyó un mapa con 842 secciones, más actualizado, que recogía las variaciones que se habían producido hasta la disposición del mapa de secciones del INE que se suministra a partir del año 2011, esto implicó la agregación de las secciones afectadas por los cambios, que podían ser por agregación de secciones previas o por segmentación de una preexistente.

Se construyeron mapas para la totalidad de las causas y para las causas de muerte seleccionadas en este estudio, para hombres, mujeres y para ambos sexos conjuntamente. Los mapas más representativos se presentan en el anexo de MAPAS, se han seleccionado para esta presentación aquellos más representativos de las posibles diferencias territoriales que sean ostensibles o aquellas otros relevantes a los efectos de los objetivos de este trabajo.

En cada página del anexo MAPAS aparecen cuatro figuras, una superior que se corresponde con el mapa de Asturias por secciones, además hay cuatro recuadros que son una ampliación de determinados territorios para poder visualizar con detalle espacios urbanos o semiurbanos que quedarían difuminados si se mantuviera la escala del mapa de Asturias. Se han ampliado las siguientes zonas: 1) La urbana y periurbana del municipio de Oviedo, 2) Gijón y parte de los municipios costeros limítrofes, 3) el eje Corvera-Avilés-Castrillón y municipios limítrofes y 4) la zona de las cuencas mineras que incluye los municipios de Mieres, Langreo, San Martín del Rey Aurelio y Pola de Laviana.

En los mapas o secciones de mapas se representan con colores las RMEs suavizadas agrupadas en septiles. Las RMEs toman como referencia la mortalidad de Asturias. Además se presenta un gráfico con la función de densidad estimada de las RMEs suavizadas.

También se muestran los mapas que representan la probabilidad posterior de que la RME suavizada sea mayor que 1 y que sirven para evaluar la probabilidad de que los patrones detectados sean realmente expresión de las diferencias que pueden mostrar las RMEs suavizadas.

VI. DISCUSIÓN

VI.1. Desigualdades en la mortalidad general

VI.1.1. Mortalidad según el nivel educativo

El primer aspecto a destacar es el comportamiento de la mortalidad según nivel educativo en hombres y mujeres, mientras en los hombres las estimaciones puntuales indican, en general, una asociación entre menores niveles educativos y la mortalidad, en el caso de las mujeres la situación no es tan clara. En cuanto al impacto del ajuste por la situación socio-ocupacional, en las mujeres se muestra una reducción del efecto, es decir el riesgo relacionado con un determinado nivel de estudios se vería reducido en función de la clase socio-ocupacional; aunque las diferencias entre los resultados ajustados y no ajustados son muy discretas, es destacable que el efecto significativo del menor nivel de estudios sobre la mortalidad en la mujer se vea compensado en el modelo ajustado hasta llegar a presentar un efecto nulo.

En el caso de los hombres se aprecia incremento de riesgo para todos los niveles de estudios inferiores al universitario. Si partimos de la base de que estamos ante una variable de tipo ordinal y los niveles están indicando acumulación de años de formación, podemos apuntar que existe un gradiente nítido del nivel de estudios alcanzado sobre el riesgo de morir. En este caso, igual que en el anterior, el ajuste por la clase socio-ocupacional provoca un decremento de los valores del riesgo prácticamente del mismo orden para todas las categorías, pero hace que se mantengan los riesgos de todas las categorías en niveles significativos con respecto al basal (estudios universitarios), mostrando un valor relevante para los dos niveles inferiores (sin estudios y estudios de primer grado). Es decir presentan riesgo y gradiente, y se estima que es un 40% superior en analfabetos y sin estudios, y un 24% en los que solo alcanzaron los estudios de primer grado, en relación a los que cursaron estudios universitarios.

Nuestros resultados concuerdan con estudios realizados en diversos ámbitos, que muestran la asociación entre mayor mortalidad y bajo nivel educativo. Pero esta afirmación general presenta particularidades según las características de la población estudiada. A nivel nacional un estudio poblacional de seguimiento de base censal ha confirmado la existencia de un gradiente inverso con el nivel educativo (Reques, Giráldez-García, Miqueleiz, Belza, & Regidor, 2014), este estudio recoge mortalidad entre 25 y 74 años, no ajusta por la clase social y emplea otra metodología basada en el cálculo de las razones de tasas. Sus resultados son relativamente próximos; aunque en su caso la agrupación en una sola categoría de los grupos "analfabetos/sin estudios" y "estudios primarios" en hombres

resulta 1,54, en el nuestro los resultados sin ajuste por clase socio-ocupacional fueron 1,99 y 1,64 respectivamente. En el caso del grupo que alcanzó el nivel de segundo grado de enseñanza secundaria (el escalón inferior a los estudios universitarios), el resultado en hombres para Reques et al. fue 1,19 y el RR en nuestro caso 1,29. En las mujeres solo encontramos significación para el grupo analfabetos/sin estudios, con un RR=1,37, el resultado del grupo "estudios primarios" fue 1,13, pero no resultó significativo; Reques et al. obtienen una razón de tasas para España de 1,39 para el nivel educativo inferior, 1,10 en el grupo que alcanzó estudios de primer ciclo de segundo grado y 1,09 para las de segundo ciclo; en el nuestro las estimaciones puntuales de estos dos grupos fueron 1,04 y 1,08 respectivamente y no alcanzaron la significación estadística.

Una aportación adicional al análisis de la desigualdad en Asturias es el trabajo de Miqueleiz et al. (2015), que estudiaron la influencia de las tasas de mortalidad de las personas con bajo nivel educativo en cada comunidad autónoma española sobre las desigualdades de mortalidad que se aprecian entre las distintas comunidades autónomas. La base datos es similar a la de Reques, hace un seguimiento de siete años, pero no recoge el mismo tramo de edad. El estudio ordena las comunidades autónomas según la tasa de mortalidad estandarizada del grupo con nivel educativo bajo (nivel de estudios inferior a primer grado de segundo ciclo); en esta ordenación Asturias se sitúa entre las comunidades de mortalidad intermedia en el caso de las mujeres, pero para los hombres se sitúa en la penúltima posición por delante de Andalucía. Cuando estiman la razón de tasas en Asturias con respecto a las personas con nivel superior (agrupan segundo ciclo de educación secundaria y estudios universitarios) el resultado es 1,19 (IC95%:1,12-1,28) para las mujeres y 1,36 (IC95%:1,33-1,38) para hombres. El resultado en el caso de las mujeres es el sexto más bajo, mientras que en los hombres es la tasa más elevada de las comunidades autónomas españolas.

Habitualmente, en los estudios comparativos internacionales se da un gran peso al papel del nivel educativo en la generación de desigualdades. No obstante todo parece indicar que esa situación es menos acusada en los países del sur de Europa, que vienen presentando valores inferiores a 2 en la razón de tasas (comparando el nivel educativo hasta primer nivel de secundaria con los superiores). Tradicionalmente se achacaba esta situación a la ausencia de información nacional completa en los datos de España e Italia (Mackenbach et al., 2016), pero la existencia de menor nivel de desigualdad según el nivel educativo ha sido confirmada en España en estudios de base censal (Reques et al., 2014). Ahora bien, el hecho de que supuestamente las desigualdades relacionadas con la educación sean menores en España no obvia el hecho de que puedan existir importantes diferencias dentro de cada país y de cada comunidad; hecho que pone de relieve Miqueleiz (2015), que

muestra unas diferencias que alcanzan las 215 defunciones por 100,000 personas-año entre Asturias y la comunidad autónoma con menores tasas de mortalidad en hombres con bajo nivel educativo frente a los del mayor nivel educativo.

Con esta información se puede apuntar que Asturias presenta una mala situación en cuanto a la desigualdad frente a la muerte por nivel educativo en los hombres entre 45 y 64 años, que presenta gradiente inverso y que tiene especial importancia para niveles educativos más bajos, que presentan un riesgo entre un 50% y un 100% más elevado de fallecer que las personas con estudios universitarios.

El nivel educativo es la medida más habitual en los estudios sobre desigualdades, pero paradójicamente no todos los autores están de acuerdo con que sea una genuina medida de la posición socio-económica (Brunner, 2001), más bien sería un indicador de la trayectoria que ha seguido la persona para llegar a determinada posición y no indicaría las circunstancias de vida del adulto. En sentido contrario, en Estados Unidos el nivel educativo se ha empleado tradicionalmente como el principal indicador de posición socioeconómica (Ross & Wu, 1995). Cuando se han realizado estudios con el objeto de comparar el poder explicativo de la educación frente a la clase ocupacional, los resultados fueron más favorables a esta última, en el sentido de que para cada estrato educativo la clase ocupacional presentaba una fuerte asociación gradual con la mortalidad por todas las causas, mientras que para cada estrato de clase social la asociación de la mortalidad con el nivel educativo estaba menos clara, aunque debe tenerse en cuenta que este comportamiento no era homogéneo en la mortalidad por diferentes grupos de causas (Davey et al., 1998). En todo caso el empleo del nivel educativo está absolutamente generalizado y presenta varias ventajas importantes: se puede obtener en todas las personas que hayan superado el nivel ordinario de formación, es un valor bastante estable en la vida de los individuos, suele ser relativamente fácil de obtener en cualquier entorno, los datos no suelen estar sujetos a secreto estadístico y la información se puede estandarizar con relativa facilidad. Esto hace que la mayoría de los estudios comparativos se emplee la educación como indicador de la posición socioeconómica.

No podemos señalar una vía única a través de la cual la educación intervenga en las desigualdades en salud. Se han apuntado tres vías principales: un primer enfoque entendería que detrás del nivel educativo hay en realidad un conjunto de factores de otra índole y como consecuencia conllevarían a mejores niveles de salud a la par que un mejor nivel académico, y constituirían las causas subyacentes y concomitantes. Otra perspectiva se centraría en el papel de la mejora de conocimientos: a mayor nivel educativo más conocimientos y habilidades que facilitarían elegir las opciones más saludables. Una tercera

posición se centraría en el papel de la educación como instrumento para encontrar buenas opciones de empleo, que se traducirían en empleos bien remunerados y buenas condiciones de vida en la vida adulta, que redundarían en mejores niveles de salud y menor mortalidad. En todo caso, los niveles educativos son un marcador del entorno social que se ha tenido en la infancia, pero también muestran la forma en la que los individuos adultos convierten la información en comportamientos de carácter preventivo o de mejora de la salud. Otro factor que se relacionaría con la ocupación, es que las personas con elevado nivel de estudios suelen tener más opciones de ejercer un mayor control sobre sus propias vidas (Erikson, 2003).

A pesar de que no están perfectamente delimitadas las vías por las que el nivel educativo actúa, no cabe duda de su papel como indicador del nivel de desigualdad, y esto se refleja en los resultados encontrados en Asturias.

VI.1.2. Mortalidad según la distribución socio-ocupacional

Hemos utilizado una variable que hemos denominado "clase socio-ocupacional". Se trata de un constructo elaborado a partir de la combinación y transformación de dos variables recogidas en el censo: la variable "situación la semana pasada" y la que registraba el "código de ocupación". El código de ocupación solo se preguntaba y asignaba a aquellas personas mayores de 16 años que previamente habían declarado que estaban ocupadas (con trabajo remunerado). De esta manera el bloque de ocupados queda absolutamente aislado del resto de las personas, que en cuanto a su situación con respecto a la realidad de la percepción económica, reproducción social o formación pueden tener diferentes situaciones: pensionista, rentista, estudiante o trabajo en el hogar; con este procedimiento podremos asignar una categoría a cada persona de la población en estudio, con la ventaja de poder disponer de una clasificación exhaustiva. El mayor inconveniente de este procedimiento es que en puridad estamos incluyendo cuestiones bien diferentes conceptualmente bajo el mismo paraguas. Desde el punto de vista del análisis estadístico no es un inconveniente, ya que estamos tratando las variables como categóricas y, en principio, no ordinales. Cuestión distinta es que a la hora de interpretar los resultados se puedan asignar determinadas agrupaciones de las categorías o establecer gradientes en determinadas ocasiones. En este caso el único aspecto a tener presente es que el valor que definimos como referencia lo será, a efectos de los modelos de regresión, para todas las categorías de la variable. Respecto al problema de la falta de una teoría que dé sustento a la clasificación, hay que señalar que en ningún momento se defiende que estemos ante una

clasificación uniforme, y que siempre se podrán discutir de forma autónoma los resultados de los valores referidos a la clase social ocupacional tradicionalmente entendida. Una ventaja de este enfoque es que podemos observar a toda la población conjuntamente y valorar los diferentes riesgos de ese conjunto, hecho que quizás nos aporte nuevos elementos en el dibujo de las desigualdades.

VI.1.2.1. Mortalidad en los grupos de población no ocupada

Los resultados muestran que estos grupos, tanto en hombres como en mujeres presentan unos riesgos más elevados que los de los grupos de población ocupada; pero en ambos casos estadísticamente significativos. El caso de las personas jubiladas por invalidez se podría explicar como un fenómeno de causalidad inversa, el problema que provoca una mayor mortalidad es previo y condicionaría el encontrarse en esa categoría. Los resultados encontrados en las pensiones por jubilación podrían tener una explicación similar, ya que en nuestro modelo hay un ajuste por edad, así que es posible que haya una selección de riesgos de manera que las personas con peores condiciones de salud optaran por jubilaciones previas a la edad establecida en vez de seguir trabajando, este hecho ya ha sido confirmado a través de estudios específicos (Oortwijn et al., 2011). En el caso del desempleo nos encontramos con una caracterización muy clara de riesgo excesivo, con una situación tan singular y llamativa que dedicaremos un apartado a las relaciones entre desempleo y mortalidad.

En el caso de las mujeres el grupo de defunciones más numeroso es el que recoge a las que fueron asignadas a la categoría "realizando tareas del hogar"; el nivel de riesgo de este grupo no es, ni mucho menos, descartable, el problema que se encuentra es la imposibilidad de caracterizar las condiciones económicas que darían lugar a este nivel de riesgo. En nuestro caso se intentó paliar con la utilización de la ocupación de la denominada "persona de referencia del hogar" que se registraba en el censo, pero este procedimiento no logró aportar información sustancial que permitiera caracterizar a este grupo.

Con respecto a las personas jubiladas, se han propuesto distintos mecanismos para poder asignar un nivel de riesgo que no sea una situación administrativa (en este caso ser receptor de una prestación del sistema de pensiones). Se ha intentado utilizar la información sobre la última ocupación, pero los resultados no han sido satisfactorios y probablemente serían necesarios instrumentos que recogieran el curso vital para evaluar causas previas y condiciones de vida más inmediatas para contar con modelos más adecuados. Uno de los instrumentos que se ha empleado, y que tiene un gran valor en la predicción de la mortalidad, es la escala de Cambridge, que fue pilotada en el Reino Unido para su uso en investigaciones sobre salud (Chandola, Bartley, Wiggins, & Schofield, 2003).

VI.1.2.2. Mortalidad según clase social ocupacional

En cuanto a la distribución general de la mortalidad según clase social ocupacional, lo primero que destaca es la diferente configuración general de los riesgos entre hombres y mujeres. En los hombres se observa, en términos generales, un aumento del riesgo de mortalidad inverso en función de la clasificación tradicionalmente entendida como ordinal. En las mujeres no se aprecia con nitidez la relación entre clase social y riesgo, la visión general es más confusa y presenta mayor imprecisión, en relación con el menor número de defunciones registradas en mujeres. El impacto del ajuste por nivel educativo es también diferencial por sexo: en los hombres lleva siempre a una reducción discreta del valor del riesgo, mientras que en las mujeres, produce una discreta elevación de los riesgos.

Cuando centramos la atención en el efecto de la clase ocupacional en las mujeres se observa que presenta un resultado significativo para la clase IVa en el modelo univariado con un incremento del riesgo cercano al 50% y en el modelo ajustado por nivel educativo para las clases IIIa y IVa pero con intervalos de confianza amplios; debe señalarse que la clase V se encontraba en el límite de la significación y con una estimación puntual del RR de 1,4. En la clase IIIc se encuentran ocupaciones muy feminizadas, como las "encargadas de sección de comercio, y de cocina, camareros y asimilados", y en la IVb "cajeras, personal de peluquería y asimiladas"; en la clase V se encontrarían los grupos de "empleadas del hogar" y "personal de limpieza". El menor número de defunciones en mujeres recogidas en el seguimiento puede hacer que no se aprecie con nitidez la configuración de las desigualdades en las mujeres. Por ejemplo, hay que señalar que las estimaciones puntuales de los RR de las clases II, III, y IVb son más elevadas que en los hombres, si bien sin significación estadística. Otro aspecto destacable es que los mayores riesgos se dan en clases con ocupaciones muy feminizadas.

Si observamos la clase ocupacional en los hombres, destaca la gradación inversa ya comentada, solo se separa de la tendencia el grupo IIIb (Trabajadores por cuenta propia) que presentan un riesgo más elevado del esperado por la tendencia general, este particular ha sido encontrado en otros estudios y objeto de análisis específicos (Muntaner et al., 2009). No se encontraron efectos significativos para la clase II (básicamente directivos de empresas de menos de 10 trabajadores y ocupaciones de titulados universitarios de grado medio) ni IIIa (empleados administrativos, profesionales de apoyo a la gestión administrativa y financiera y de servicios de seguridad), ni la clase IIIc (supervisores de trabajadores manuales), esta última categoría incluiría a los encargados y jefes de equipo de comercios, instalaciones industriales y de la construcción. Los riesgos significativos aparecen de forma creciente para los trabajadores manuales, en trabajadores manuales

cualificados el riesgo sobre el nivel basal se incrementaría un 17%, en los trabajadores semicualificados un 27% y en los no cualificados un 62% en el modelo ajustado por educación y del 34%, 45% y 87% respectivamente en el modelo sin ajustar por el nivel educativo.

Cuando comparamos el efecto de la clase ocupacional entre hombres y mujeres en Asturias se observan dos aspectos reseñables. En primer lugar, la estimación puntual del riesgo con el ajuste bivariado para la clase V es bastante similar: 1,6 en hombres 1,4 en mujeres, a pesar de que este último estaba en el límite de la significación. En segundo lugar, se observa que la mayor diferencia entre las estimaciones puntuales de los efectos (ambas no significativas) es para el grupo IIIc. Como planteamiento puramente exploratorio se podría postular que la misma clase pudiera presentar un efecto contrario en hombres y en mujeres, que pudiera estar en relación con que subyacen ocupaciones diferentes en hombres y mujeres, y por el diferente efecto sobre la salud que puede tener la labor de supervisión en hombres y en mujeres.

La existencia de un gradiente de la mortalidad por clase social ocupacional es conocida, pero la expresión de este fenómeno no es siempre idéntica. En primer lugar porque, a pesar de denodados intentos no existe un sistema uniforme de clasificación universalmente reconocido, lo cual puede hacer que los resultados no sean exactamente comparables. Por otra parte, por las diferentes teorías que subyacen al empleo de unas clasificaciones u otras. También por los diferentes sistemas de registro que dan soporte a las clasificaciones: información censal, encuestas específicas o muestra de registros laborales.

No existen muchos estudios en España que tengan base individual y presenten resultados sobre desigualdades por clase ocupacional. Deben señalarse los realizados en Barcelona, en la Comunidad Autónoma de Madrid y en la Comunidad Autónoma del País Vasco (CMPV). En Barcelona hay dos trabajos relevantes: en uno se realizó un estudio retrospectivo sobre una muestra de los residentes varones que tenían entre 15 y 65 años fallecidos durante un año, las características de los fallecidos se recogían por cuestionario a familiares; a pesar de que se empleó una traducción de la clasificación británica los resultados se basaron en dos agrupaciones: trabajadores manuales y trabajadores no manuales, debido a la escasez de efectivos de la población estudiada finalmente (Puigpinós et al., 2000). Otro estudio de base individual en Barcelona se basó en la construcción de una cohorte retrospectiva con los registros de los funcionarios de la ciudad durante diez años, en este caso la clasificación no estaba normalizada aunque posibilitaba la categorización de las ocupaciones que permitía identificar una jerarquía similar a la del British Registrar General. En la Comunidad de Madrid se realizó un estudio sobre la información censal de 1996 y los

registros de mortalidad correspondientes a los años 1996 y 1997 a través del enlace de ambos ficheros (se consiguió el enlace del 70% de las defunciones); el estudio se limitaba a los hombres entre 35 y 64 años y la clasificación empleada era una agrupación elaborada a partir de la Clasificación Nacional de Ocupaciones que se adaptaba al esquema de Goldthorpe, empleaba como indicador la tasa relativa de mortalidad obtenida a través de regresión de Poisson (Regidor et al., 2005). El Departamento de Sanidad de la CAPV realizó un estudio de base poblacional basado en el enlace de los registros vitales con el Registro de Población, trabajo en el que se empleó la clasificación de "grupo socioeconómico basado en la ocupación" que empleaba el Instituto Vasco de Estadística que estaba constituido por seis grupos: Directivas y tituladas superiores, técnicos medios, empleadas administrativas y de servicios, trabajadoras manuales cualificadas, trabajadoras manuales no cualificadas, y sin trabajo remunerado. Esta clasificación es asimilable al modelo de Goldthorpe que se emplea habitualmente y presenta la peculiaridad de que recogía el último empleo que se había tenido en las personas jubiladas o desempleadas; el indicador de desigualdad era la razón de tasas tomando como referencia el mayor nivel de ocupación, calculada por regresión de Poisson (Dirección Planificación y Ordenación Sanitaria. Departamento de Sanidad del Gobierno Vasco, 2005).

En todos los estudios citados se observaba la existencia de un gradiente inverso según la clase ocupacional en los hombres, con cualquier modalidad de clasificación. El valor del RR de la clase V (Trabajadores no cualificados) en Asturias fue 1,87 (IC95%:1,60-2,18), en la CAPV el grupo de edad equivalente (entre 20 y 64 años) presentaba un RR de 1,68 (IC95%:1,56-1,80); en el estudio de Madrid la tasa relativa de mortalidad para el grupo conjunto de trabajadores semi-cualificados y no cualificados (equivalente a las clases IVb y V de la clasificación de la SEE que empleamos) era 1,49 (IC95%:1,33-1,67), mientras en Asturias el valor para la clase IVb era 1,45 (IC95%:1,25-1,69) y para la clase V de 1,87 (IC:95%:1,60-2,18).

En el ámbito internacional también existen problemas a la hora de establecer sistemas de asignación de la clase ocupacional homogéneos, lo que hace que en muchas ocasiones los estudios comparativos internacionales se limiten a clasificar de forma dicotómica diferenciando simplemente entre trabajadores manuales y no manuales. El sistema británico sigue siendo una referencia pero, por ejemplo, los países nórdicos tradicionalmente han establecido su propio sistema, a pesar de los intentos a nivel europeo de contar con sistemas de información homogéneos. En los últimos años la mayoría de los estudios sobre desigualdad en Europa se han centrado en el nivel educativo, por ser un sistema más estandarizable, pero no se renuncia a tener información relacionada con la clase ocupacional. Además persiste el interés de determinados países por monitorizar la situación

de la desigualdad más allá del nivel educativo, como ocurre en Suecia donde se realizan estudios longitudinales en los que de forma explícita se pretenden recoger medidas de posición social más allá del nivel educativo (Torssander & Erikson, 2010), y por supuesto los estudios del Reino Unido para los que la ocupación es una cuestión esencial. Si intentamos comparar los resultados obtenidos en Asturias con otras referencias nos encontraremos con las dificultades señaladas en cuanto a la normalización, pero no es imposible realizar una aproximación para poder valorar la situación de Asturias. Los resultados se pueden comparar con un informe elaborado para la Unión Europea en 2006 (Mackenbach, 2006) que recogía datos nacionales de distintas fuentes, en el informe se utiliza como medida de comparación la razón de tasas entre la clase más elevada y la más baja, los resultados para los hombres muestran que los valores más bajos se producían en Dinamarca (1,33) e Italia (1,35) y los más elevados en Francia (2,15) e Inglaterra y Gales (1,61), en los ocho países que figuraban en el informe los resultados fueron estadísticamente significativos; ante estos datos el resultado de Asturias sería coherente con la tendencia general, pero con la particularidad de encontrarnos en la parte alta del ranking. Este comentario se realiza con las precauciones necesarias por las diferencias metodológicas entre los estudios. No se reflejan estudios sobre mujeres y ocupación en ese periodo.

En Suecia, Tossander y Erikson (Torssander & Erikson, 2010) encabezaron un estudio de carácter nacional en personas de entre 35 y 59 años, que pretendía recoger de forma simultánea el nivel educativo, la clase ocupacional, los ingresos y un indicador de estatus a través del enlace de diferentes bases de datos, y utilizando regresión de Cox para evaluar el riesgo asociado a las distintas variables explicativas. Los resultados para ocupación en hombres presentaron gradación inversa y significación estadística para todos los grupos, el efecto de la clase inferior era 1,87, el mismo que se obtuvo en Asturias para la clase V. En el caso de las mujeres resultaron significativos tres de los cuatro niveles de clase social del sistema sueco, no obstante las diferencias de gradiente eran menores que en el caso de los hombres, para la categoría más baja el Riesgo Relativo era 1,36 respecto a la clase social superior, para las otras dos clases intermedias el Riesgo Relativo era similar: 1,18. En este estudio realizaron diferentes ensayos de modelos de regresión entre las distintas variables que emplearon y concluyeron que el nivel educativo tenía un efecto relevante e independiente sobre el riesgo de morir tanto en hombres como en mujeres. Los efectos de la clase social y de los ingresos también se mostraron claros e independientes en el caso de los hombres. En las mujeres la clase social tenía un peso insignificante mientras que se mantenía como un potente factor explicativo la una variable denominada "status", que era una variable construida como resultado de un cálculo a través de análisis de correspondencias de un cruce de las ocupaciones del matrimonio o personas convivientes

en el núcleo elaborada por la Universidad de Stirling, es específico de cada sexo y puntúa de 0 a 999. Hay dos aspectos más que es interesante reflejar de esta publicación, por lo que tiene de exploración más allá de las relaciones habituales. En el caso de las mujeres, el modelo comentado funciona para las mujeres casadas/con pareja, en el caso de las mujeres solteras/sin pareja y que trabajan a tiempo completo hay asociación de la mortalidad con el nivel de ingresos (al igual que ocurre en los hombres), un 13% mayor de mortalidad asociada a encontrarse en el quintil inferior de ingresos individuales. Otro aspecto interesante es que cuando se estudian las diferencias de mortalidad dentro cada nivel educativo, destaca que las más elevadas se dan en las personas con estudios universitarios, así que hipotéticamente habría un efecto negativo más deletéreo derivado de que las expectativas de empleo no fueran cubiertas.

Como conclusión podemos señalar que los niveles de mortalidad por clase social en Asturias tienen características similares a las de regiones y países de nuestro entorno, aunque es posible que se encuentre en los niveles altos de desigualdad. En el caso de las mujeres, con los indicadores utilizados, se muestra un nivel muy inferior de desigualdades. Las dificultades para encontrar un modelo claro que muestre los factores implicados en la desigualdad, pueden deberse a problemas de tamaño de muestra, pero también se relaciona con que el patrón de desigualdades de las mujeres presenta otros condicionantes que podrían no haber sido contemplados.

VI.2. Desigualdades en la mortalidad por causas

VI.2.1. Las desigualdades en la mortalidad por grandes grupos

El análisis por grandes grupos muestra algunas características que se encontrarán a lo largo del estudio de las causas específicas. En primer lugar se observa un diferente comportamiento en hombres y en mujeres y además una diferente expresión de las desigualdades con los dos sistemas de medición de la posición socioeconómica. Para el nivel educativo, en las mujeres se encontró efecto significativo solo para las mujeres sin estudios en el grupo de enfermedades transmisibles, maternas y nutricionales, no así para accidentes; en cambio en los hombres casi todos los niveles mostraron efecto significativo con respecto al de referencia (estudios universitarios) y con una cierta gradación en la escala educativa. En las mujeres, por clase socio-ocupacional solo se detectó efecto significativo para la clase V en las enfermedades no transmisibles para las situaciones de no ocupación, y en accidentes para las personas en situación de invalidez; en los hombres en cambio sí que se detecta un gradiente del efecto inverso para accidentes y en cierta medida para las enfermedades no transmisibles en las que se observa una separación entre trabajadores manuales y no manuales; en las enfermedades transmisibles destaca que el efecto solo se encuentra en la clase V entre las personas ocupadas y también en los desempleados; esto puede dar una idea de cómo la estratificación social puede afectar en gran medida a las desigualdades en la mortalidad. En el estudio de las causas específicas se podrán analizar con detenimiento los pormenores de estas desigualdades.

VI.2.2. El modelo de discusión de las desigualdades en la mortalidad por causas detalladas

A continuación se comentan los resultados del análisis de las causas seleccionadas. En la discusión compararemos los resultados en Asturias con otros estudios que pueden servir como punto de referencia para valorar la situación. Se trata del trabajo de Reques et al. (2014) que utiliza datos individuales de mortalidad obtenidos a través de enlace de los ficheros del Censo 2001 con los registros de mortalidad de toda España y que realiza un seguimiento hasta 2008 similar al de nuestro estudio. Se emplearon dos indicadores de desigualdad: la Razón de las Tasas (RT) de mortalidad entre la población con nivel educativo de primer grado o menor con respecto a la tasa de mortalidad de la población con estudios universitarios y la Diferencia de las Tasas (DT) entre esos dos grupos; tiene el inconveniente de que utiliza toda la población mayor de 25 años, lo cual podría alterar las

comparaciones con nuestro estudio, en adelante denominaremos a este estudio **ESP-08**. El otro estudio que emplearemos de forma sistemática es el informe "Desigualdades sociales en la mortalidad y posición económica en la CAPV" (Dirección Planificación y Ordenación Sanitaria. Departamento de Sanidad del Gobierno Vasco, 2005) elaborado por el Gobierno Vasco, tiene la particularidad de que describe las desigualdades por nivel educativo y por un indicador denominado "grupo socioeconómico", que está muy relacionado con el modelo de Golthorpe y que no se enfoca a valorar las diferencias entre grupos extremos como en el caso anterior, si no que calcula las razones de tasas para cada grupo educativo o socioeconómico con la referencia del grupo de personas con estudios universitarios o el grupo "Directivos-titulados superiores" respectivamente, a este estudio lo denominaremos **CAPV-01**. Este informe permite comparaciones más homogéneas que el anterior, presenta las tasas para el grupo de edad entre 20 y 64 años, pero no estudia las mismas causas de muerte que las del presente trabajo. También tendremos como referencia el trabajo de Miqueléz (2015), que utiliza la cohorte del trabajo ESP-08, en la que se seleccionó a la población residente en la Comunidad Foral de Navarra y cuyas medidas de riesgo son similares a las del estudio origen; en nuestro caso tiene la ventaja de que podría ser útil para valorar algún patrón geográfico en una región del Norte de España, ya que presenta los resultados de los riesgos para cada causa de muerte.

VI.2.3. Desigualdades en la mortalidad por VIH-SIDA

En los modelos univariados se encontraron resultados significativos para educación (los dos niveles más bajos) y para el nivel socio-ocupacional (todas las categorías de personas en situación de inactividad). Cuando se ajustan ambas variables se mantiene la significación para los estudios de primer grado, la situación de invalidez y el desempleo. En el informe de mortalidad de la Comunidad Autónoma del País Vasco (CAPV-01), para el nivel más bajo de estudios el riesgo relativo era 27,3 y para las personas con estudios primarios 11,0; en el trabajo de Reques et al. ESP-08 con datos nacionales entre 2002 y 2008 la razón de tasas para el grupo de estudios inferiores a la secundaria en comparación con los universitarios resultó 6,7; en nuestro caso los riesgos relativos fueron 8,0 para las personas sin estudios y 8,8 para personas con estudios primarios. Se trata de una causa con un fuerte componente de desigualdad global: es la segunda causa en hombres con el IRD de Mackenbach y Kunst más elevado, con un valor de 9. Esta causa de muerte ha sido tradicionalmente identificada en España con la epidemia de uso de drogas por vía parenteral que tuvo su mayor nivel a finales de los años ochenta y que fundamentalmente afectó a adultos jóvenes de posición

socioeconómica baja, concretamente de niveles educativos por debajo del primer grado (Regidor, 2003).

En este caso la observación de los resultados, en puridad, muestra una fotografía de lo que fue la epidemia de VIH. Según los datos la mortalidad presenta un marcado carácter social y se centra en personas excluidas del mercado laboral. En los dos aspectos que estudiamos se puede decir que en este periodo el bajo nivel de estudios o el desempleo incrementan seis veces el riesgo de morir por VIH-SIDA. En este caso se puede aventurar un ciclo a la luz de los indicadores: probablemente el nivel educativo nos está hablando de un entorno desfavorable en la infancia, es posible que en la etapa vital posterior también se pueda encontrar la situación de desempleo, estas condiciones podrían encontrarse en la raíz de la vulnerabilidad (física y de acceso a medidas de protección y terapéuticas) a la gravedad de la enfermedad. Las consecuencias de la enfermedad (se trata de una infección que tiene una evolución tórpida en esos momentos) pueden ser el no acceso al mercado laboral (desempleo) o la entrada y la salida hacia situaciones de invalidez por el deterioro originado por la evolución de la propia enfermedad. Es decir, en este caso el marcador de la desigualdad sería el nivel educativo, mientras que las otras condiciones puede que estén relacionadas con los factores posteriores a su aparición.

Otra particularidad de esta causa es que, a partir de su historia natural podemos realizar una reflexión sobre las medidas de ajuste de los factores de riesgo. En este caso si empleamos los modelos simples, los grupos de educación por debajo del segundo ciclo de educación secundaria resultan significativos, pero al aplicar el modelo saturado se pierde la significación para todos excepto el grupo de estudios de Primer Grado; en este caso es posible que el uso de los modelos univariados sea más adecuado, ya que como hemos visto previamente tenemos la hipótesis de que existiría una relación temporal (en cierto sentido causal) entre las variables que estudiamos, este podría ser un modelo muy simplificado:

Entorno
desfavorecido → bajo nivel educativo → adicción → enfermedad → desempleo → muerte

La importancia de esta causa reside en que tiene un fuerte impacto sobre los indicadores de desigualdad general en la mortalidad, a pesar de su pequeño peso relativo en la totalidad de las causas de defunción, se trata de la causa con mayor peso relativo en la contribución a la desigualdad en España según el estudio ESP-08. Los resultados en Asturias son, en gran medida, coincidentes con las otras fuentes revisadas.

VI.2.4. Desigualdades en la mortalidad por tumores

VI.2.4.1. Desigualdades en la mortalidad por cáncer de esófago

Los modelos univariados mostraron efecto estadísticamente significativo para el nivel educativo en hombres en los dos grupos de estudios inferiores: sin estudios (2,93) y estudios primarios (2,49), y para la situación de desempleo (4,60). En el modelo multivariante se mantuvo el efecto en las mismas situaciones con un ligero descenso del riesgo asociado: 2,30 para sin estudios, 2,01 para estudios primarios y 3,09 para la situación de desempleo. El estudio ESP-08 mostró una RT estadísticamente significativa para hombres (1,45), esta causa no fue estudiada en el CAPV-01, seguramente por el escaso número de casos.

Asturias es una de las regiones con mayor incidencia de este tumor, con una mayor presencia en hombres. Se entiende que hay dos causas principales de este tumor: la obesidad, que estaría relacionada con el adenocarcinoma de esófago, mientras que el consumo de tabaco y alcohol se relacionarían con el carcinoma de células escamosas (Lopez-Abente, Pollán, Escolar, Errezola, & Abrarira, 2001). En una u otra modalidad hay evidencias sobre la asociación de los factores de riesgo señalados con la posición socioeconómica.

Más adelante discutiremos sobre la distribución de los tres factores de riesgo según la posición socioeconómica, pero el hecho de que estos factores se asocien etiológicamente con el tumor explicaría su desigual distribución.

VI.2.4.2. Desigualdades en la mortalidad por cáncer de estómago

Solo se presentaron valores estadísticamente significativos para los hombres, con efectos asociados para los niveles educativos de sin estudios y primarios tanto en el modelo simple como en el ajustado por la clase socio-ocupacional; en el modelo doblemente ajustado se encontraron efectos significativos y de carácter protector para las clases sociales II y IVa. En el estudio ESP-08 las RT fueron significativamente diferentes de la unidad tanto en hombres como en mujeres en el grupo de nivel de estudios inferior, y con resultados similares por sexo, 1,61 en mujeres y 1,74 en hombres. En el caso de Asturias los resultados de riesgo relativo en hombres fueron de 3,2 para personas sin estudios y de 2,7 en los que estudiaron primer grado, claramente superior a la media nacional.

Se trata de un tumor cuya incidencia ha disminuido en las últimas décadas, especialmente en relación con el desarrollo económico. Está directamente relacionado con las condiciones socioeconómicas, por ello la existencia de mayor riesgo asociado al bajo

nivel socioeconómico es esperable, no se encuentra una explicación fácil al efecto protector que se encuentra para la clase II y la IVa. Entre las causas principales de este tumor se ha señalado la dieta, las infecciones por *Helicobacter pylori*, el consumo de tabaco y ciertas exposiciones laborales. Pero las condiciones socioeconómicas no explicarían completamente las diferencias encontradas, otra particularidad de este tumor es la gran variabilidad de incidencia entre países y entre regiones en España, se ha señalado la existencia de un gradiente costa-interior y Norte-Sur (Lopez-Abente et al., 2001), así que las desigualdades sociales serían un elemento que provocaría o potenciaría el efecto de otros factores, singularmente la dieta. Los resultados de Asturias en hombres, muestran un exceso de riesgo importante: el nivel educativo bajo presenta un riesgo cercano a tres veces mayor que el de los universitarios de morir por un cáncer de estómago.

VI.2.4.3. Desigualdades en la mortalidad por cáncer de colon

En este caso solo se encontró significación para la situación previa de invalidez tanto en hombres como en mujeres, sobre la que ya hemos tratado como un factor de causalidad inversa. En el estudio nacional ESP-08 tampoco se encontraron resultados significativos por nivel educativo para estos tumores. Destaca en este caso la ausencia de significación por el hecho de que no nos encontramos ante un tumor poco frecuente en el que contemos con pocas defunciones, a pesar de los buenos resultados en términos de supervivencia se trata de uno de los tumores más frecuentes y Asturias presentaba la mayor tasa a nivel nacional en este periodo (Cabanés, Pérez-Gómez, Aragónés, Pollán, & López-Abente, 2009).

VI.2.4.4. Desigualdades en la mortalidad cáncer de recto

En el cáncer de recto nos encontramos con efectos estadísticamente significativos en el modelo univariado para los hombres en tres de los cuatro niveles educativos estudiados, con un modelo de gradación inversa frente al nivel de estudios universitarios. Esta información es coherente con el estudio nacional ESP-08, que encontró una RT de 1,50 en hombres y 1,69 en mujeres al comparar los dos niveles inferiores con el nivel de estudios universitarios; en el caso de Asturias los riesgos fueron mucho más elevados en hombres, 4,54 y 3,29 para la población sin estudios y para los que alcanzaron el primer grado.

No deja de ser paradójico que los resultados respecto al cáncer de colon y de recto sean diferentes en cuanto al riesgo asociado al nivel educativo y que este hecho sea coincidente en nuestro estudio y en los resultados de ESP-08. Habitualmente los tumores de colon y recto se estudian conjuntamente, entre otras razones por la posibilidad de errores en la localización de los tumores. En estos tumores, a diferencia de los de estómago, la incidencia crece más en países y regiones desarrolladas. Se ha señalado como factores etiológicos los

relacionados con la dieta, específicamente el exceso de carne y grasas animales, y el déficit de fibra, y menor medida los factores hereditarios (Cabranes et al., 2009).

Dada su asociación con los factores relacionados con la alimentación es razonable pensar en la consistencia del gradiente social encontrado. Además de que pudieran existir factores relacionados con el acceso a los servicios sanitarios, se trata de tumores relativamente accesibles y tratables en estadíos precoces que podrían estar siendo diagnosticados o tratados tardíamente según las condiciones de los individuos. Existen antecedentes que avalarían este particular (Mariscal, Llorca, Prieto-Salceda, Palma, & Delgado-Rodríguez, 2003).

VI.2.4.5. Desigualdades en la mortalidad por cáncer de laringe

En esta localización se encontraron efectos significativos solo en los hombres. Se encontró el efecto para todos los niveles educativos evaluados en el modelo univariado, y con unos niveles similares. En cuanto la clase social, en el modelo univariado resultaron significativos los riesgos para las clases IVa y V. En el modelo ajustado por nivel educativo y clase socio-ocupacional solo permaneció con fuerza la clase social V, además de todos los grupos de personas no ocupadas. Esta causa no fue evaluada en el estudio de la CAPV-01; en el estudio ESP-08 la razón de tasas sobre el nivel educativo inferior era 2,30; en el modelo univariado según nivel educativo los riesgos relativos en Asturias era 2,73 para los hombres sin estudios y 2,90 para los que alcanzaron el primer grado.

Debe hacerse notar que el estudio de ESP-08 no recoge el papel de la clase social y que los resultados por nivel educativo son ligeramente inferiores a los que encontramos en Asturias. En nuestro caso hemos podido estudiar el efecto de la clase social con resultados reseñables: los bajos niveles educativos pierden la significación y el factor que se mantiene constante es la clase social V, que es la más baja en el modelo de clases sociales jerarquizado. Esta situación puede ser un buen ejemplo para ilustrar las limitaciones que puede tener el empleo de un solo indicador de posición socioeconómica y que puede no ser capaz de recoger toda la variabilidad causal que puede estar subyaciendo ante un fenómeno de este tipo. Máxime si tenemos en cuenta el nivel de riesgo resultante que se atribuye a la pertenencia a la clase V es muy elevado: 12,73.

En cuanto a los factores mediadores de la situación de desigualdad, se han generado hipótesis en torno al papel de la contaminación pero no está suficientemente esclarecido (Feja et al., 2010). Habría que apuntar al consumo excesivo de tabaco y alcohol, y probablemente a otras condiciones de penuria laboral que explicarían el elevado diferencial de riesgo.

VI.2.4.6. Desigualdades en la mortalidad por cáncer de pulmón, tráquea y bronquios

Para este grupo de tumores se encontraron efectos significativos tanto para hombres como para mujeres. En los hombres el modelo con nivel educativo presenta riesgos significativos, con gradación inversa y resultados de gran precisión; en cuanto a la clase social, en el modelo univariado resulta significativa la clase V, entre las personas no ocupadas fueron significativas todas las modalidades de pensionista y la situación de desempleo, el modelo ajustado por las dos variables hace que desaparezca el efecto del nivel educativo y se mantengan las situaciones de no ocupación y la clase social V. En este caso los resultados son bastante precisos, el número de defunciones en Asturias en el periodo fue próximo a las mil quinientas personas. En el estudio de ESP-08 la RT de los niveles educativos más bajos respecto al universitario era 1,39, en la CAPV solo resultó significativa la situación de sin estudios (RT=1,36), en Asturias los resultados para los sin estudios es 2,73 y para las personas con primer grado de estudios 2,90. En la CAPV el riesgo asociado a pertenecer a la clase "trabajadores manuales no cualificados" era 1,32, en Asturias la clase V presenta riesgos relativos de 1,68 y 1,58 para los modelos univariado y bivariado.

Este tumor presenta el segundo valor más elevado del Índice de Desigualdad de la Pendiente entre las causas estudiadas: 49 muertes por cien mil habitantes-año, esa sería la diferencia entre la mortalidad del grupo con menor y mayor nivel educativo.

Asturias ha sido históricamente una de las comunidades con mayores niveles de mortalidad por tumores en hombres y dentro de ellos han ocupado un papel principal los tumores de pulmón (Consejería de Servicios Sociales, Principado de Asturias, 1999). En 2008 Asturias encabezaba la mortalidad por cáncer de pulmón en España, lo que da idea de su importancia en la preeminencia de Asturias en la mortalidad tumores, además la evolución en Asturias en el periodo del estudio no mostraba una tendencia clara de disminución como se venía observando en otras comunidades (Regidor & Giutierrez-Fisac, 2011). Geográficamente las tasas más elevadas a nivel nacional se dan en el Norte, posiblemente en relación con algunas condiciones ambientales y laborales, pero el factor más relevante en la incidencia de cáncer es el consumo de tabaco. Según la Encuesta de Salud de Asturias-2002 (ESA-2002) (Margolles, 2002) existía un elevadísimo porcentaje de fumadores en la clase social V: el 55%, frente a un 37% en el total de varones encuestados. En definitiva, la elevada mortalidad por tumores en hombres en Asturias se relaciona con el papel que juega la elevada mortalidad por tumores de pulmón, que además presenta una distribución desigual, en la que pertenecer a la clase V incrementa el riesgo de morir por

esta causa cerca de un 60%, y que esto tiene relación con un consumo excesivo de tabaco diferencial que afecta a esta clase, además de otros factores de orden laboral y ambiental importantes en Asturias.

En las mujeres, en lo que respecta al nivel educativo, resultaron significativos e inferiores a la unidad (protectores) el grupo de personas sin estudios y el de las que alcanzaron solo la educación de primer grado. Para la variable clase socio-ocupacional presentaron efectos estadísticamente significativos en sentido protector la clase IIIb y el grupo que recogía las mujeres que trabajaban en actividades domésticas, destaca el hecho de que todos los coeficientes presentaban un efecto protector, aunque no tuvieran significación estadística. En el modelo bivariado permanecía significativo el efecto para las categorías de mujeres sin estudios y con estudios de primer grado, como factores protectores que reducirían el riesgo en torno a un 50% con respecto a las personas con estudios universitarios.

En el informe de mortalidad CAPV-01 se encontró un efecto protector ($RT= 0,39$) para el grupo de trabajadoras manuales sin cualificar, también para las mujeres en situación de no empleo en relación las que se encontraban ocupadas ($0,69$), y para todos los niveles educativos distintos de los estudios universitarios. El estudio ESP-08 mostró gradiente positivo de las tasas estandarizadas y una razón de tasas entre el grupo de sin estudios y estudios de primer grado con respecto a las universitarias de $0,64$. En el caso asturiano los resultados fueron $0,51$ para personas sin estudios y $0,42$ en las mujeres que alcanzaron el primer grado.

La relación en las mujeres entre un nivel de estudios más alto y mayor riesgo de cáncer de pulmón es un patrón conocido y refleja la existencia de mayor proporción de tabaquismo en España por parte de las mujeres de mayor nivel socioeconómico en años previos. Esta situación contrasta con la del Centro y Norte de Europa, donde el tabaquismo se asocia con posiciones sociales más bajas, de forma que en esos países el gradiente de riesgo es similar al de los hombres. La situación en Asturias ha sufrido cambios, ya en el periodo en el que se desarrolló el estudio se encuentra un incremento progresivo de la incidencia de este tumor en las mujeres (Servicio de Salud Poblacional, Consejería de Salud y Servicios Sanitarios del Principado de Asturias, 2010) y que ha llevado a una disminución progresiva de la razón hombre-mujer en la mortalidad por esta causa (Cabanés et al., 2009).

La consecuencia de este patrón de desigualdad paradójico en la mortalidad por cáncer de pulmón en mujeres es que podría diluir los resultados globales (por causas agregadas) de los indicadores de desigualdad. Se ha apuntado que esta podría ser una de las razones por las que en España los tumores en mujeres presentan niveles bajos de desigualdad en comparación con otros países (Martínez, Regidor, Sánchez, Pascual, & de la Fuente, 2009).

El cáncer de pulmón es de especial relevancia por varios motivos. Destaca por el peso sobre la mortalidad general en Asturias, además presenta un comportamiento diferente entre hombres y mujeres, está íntimamente relacionado con los factores riesgo bien conocidos, que a su vez son expresión de las desigualdades sociales de fondo y de las condiciones de trabajo y del entorno. En Asturias, en hombres, se asocia con claridad con los trabajadores manuales no cualificados (un riesgo 70% más elevado) y con la situación de desempleo (dos veces y medio más elevado). En las mujeres, en sentido contrario, los niveles educativos más bajos constituyen un factor de protección que disminuye el riesgo a la mitad frente a las mujeres universitarias, y que se relacionaría con una menor prevalencia de tabaquismo en las mujeres de menor nivel socioeconómico, si bien esta situación estaría cambiando en virtud de las modificaciones en el hábito de consumo de tabaco según posición socioeconómica y provocando el incremento de su incidencia.

VI.2.4.7. Desigualdades en la mortalidad por cáncer de de mama en mujeres

A pesar de que se trata un tumor de elevada incidencia, y que el número de casos estudiados fue elevado, cerca de 450 mujeres, en ninguno de los tres modelos aparecieron resultados significativos, salvo la situación de ser pensionista, inespecífica a los efectos de este estudio. En el estudio CAPV-01 se muestra que los niveles de estudios inferiores a universitarios aparecen como factores protectores de la muerte por cáncer de mama, el estudio ESP-08 mostró un resultado similar pero de una intensidad moderada, la razón de tasas entre el nivel educativo inferior y el universitario fue 0,87. La existencia de mayor incidencia en las posiciones económicas más favorecidas está reconocida (Cabanés et al., 2009), pero en sentido estricto no se encontró relación entre la clase ocupacional y la mortalidad en el vecino País Vasco, aunque sí según el nivel educativo, tanto en este informe como en el estudio de la cohorte nacional de 2001 (ESP-08).

El cáncer de mama era la primera causa de muerte en 2008 en Asturias entre 40 y 64 años por causas detalladas. Se ha apuntado a un amplio número de factores causales del cáncer de mama, como determinados caracteres hereditarios y factores vinculados a aspectos hormonales (menarquía, menopausia, lactancia, partos, aportes medicamentosos o tóxicos exógenos), pero también con factores como el sedentarismo, el consumo de grasa, bajo consumo de folatos, el tabaquismo o campos electromagnéticos; también se ha asociado a determinadas ocupaciones, como las trabajadoras sanitarias, de la industria química o la telefonía (Cabanés et al., 2009). Se trata de un tumor sobre el que se han realizado multitud de investigaciones, pero sobre el que aún no hay muchas certidumbres. Esto puede hacer que los mecanismos de expresión de la posición socioeconómica se

realicen por vías no esclarecidas lo que conlleva la dificultad para determinar el papel de unos u otros factores y su relación con la posición social.

Otro elemento condicionante de la distribución social de la mortalidad por cáncer mama puede ser el papel de los programas poblacionales de detección precoz, es decir la posibilidad de que un programa sea capaz de modificar las condiciones diagnósticas e igualar el impacto de los factores de riesgo diferenciados por situación socioeconómica. Dada la distribución observada en Asturias, con un bajo nivel de desigualdad, sería pertinente el estudio de las implicaciones locales en el contexto de las características de la sociedad asturiana, de los agentes causales y de los procesos asistenciales reconocidos.

VI.2.4.8. Desigualdades en la mortalidad por otros tumores

En este apartado comentamos los otros tumores estudiados, pero que por mostrar resultados poco específicos o por su menor relevancia cuantitativa, no exigen una revisión específica, a pesar de que otros estudios hayan sido considerados como relevantes en la expresión de las desigualdades. En este grupo se encuentran el cáncer de próstata, de vejiga, de pleura y los tumores hematológicos malignos. Bien sea por el escaso número de efectivos u otras razones no se encontraron riesgos asociados al nivel educativo o la clase ocupacional.

VI.2.5. Desigualdades en la mortalidad por diabetes mellitus

Se encontraron efectos significativos en los hombres para las personas sin estudios y para todas las situaciones de inactividad, que se mantenían en el modelo ajustado por las dos variables de posición socioeconómica. En las mujeres no se encontró ninguna característica significativa.

Destaca la diferente mortalidad en hombres y mujeres. En el estudio CAPV-01 se encontró un incremento de riesgo significativo solo en el caso de las mujeres sin estudios, en el estudio ESP-08 sí se encontró un gradiente inverso de las tasas según nivel educativo tanto en hombres como en mujeres, la RT del nivel educativo inferior respecto a los estudios universitarios es importante: 2,55 en hombres y 1,49 en mujeres. Destaca que un estudio de características similares realizado en Navarra encontró un riesgo muy elevado (RT= 4,92) asociado al nivel educativo inferior en la mortalidad por diabetes en mujeres (Miqueléz et al., 2015), aunque empleaba toda la población adulta. Asturias presenta un riesgo ligeramente más alto para los hombres de la categoría de sin estudios que los otros trabajos revisados, con un RR de 2,67 en el modelo de nivel educativo sin otro ajuste.

La diabetes es un problema de gran magnitud en lo que corresponde a la morbilidad, y es un caso muy relevante en cuanto a la mortalidad, porque en gran medida apunta a las acciones preventivas que podrían reducirla. A pesar de que en nuestro caso no mostró una relación con la clase social, otros estudios apuntan esa relación. En cuanto a la relación entre la posición social y la incidencia, un amplio estudio prospectivo a nivel nacional ha encontrado una relación clara en la incidencia con posiciones sociales más desfavorecidas, con la peculiaridad de que emplea un indicador de posición del curso vital denominado LiSoP (Cirera et al., 2016). Estos datos son concordantes con los que muestra la Encuesta Europea de Salud en España (Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad, 2012). En este caso la desigualdad podría provenir de desigualdades previas, en concreto en el caso de las desigualdades en la mujer, está confirmado que puede proceder de la desigualdad en la distribución de la obesidad según la posición socioeconómica (Espelt, Kunst, Palència, Gnavi, & Borrell, 2012), esta distribución desigual de la obesidad en las mujeres fue puesta de manifiesto en la ESA-2002.

En este caso se puede comprender el papel crucial del nivel educativo sobre los resultados de la enfermedad e incluso sobre su no instauración. Se ha demostrado que la baja formación se relaciona con peor control glucémico, el peor progreso de la enfermedad diabética y la retinopatía (Tuomilehto et al., 2001).

Estamos ante una enfermedad que tiene un componente importante de desigualdad ante la muerte, condicionada por razones socioeconómicas, pero también derivada de las insuficiencias en su control, que expresan una posibilidad de mejora por parte del sistema asistencial, adaptándose a la realidad de la enfermedad y del entorno social y cultural en que se da. Esta enfermedad tiene una importancia añadida por su propia repercusión en las desigualdades en la mortalidad y por su aportación a la desigualdad en la mortalidad total por enfermedades cardiovasculares.

VI.2.6. Desigualdades en la mortalidad por enfermedad isquémica del corazón

En los hombres se encontraron efectos estadísticamente significativos para el grupo de sin estudios y el de estudios de primer grado, ningún coeficiente resultó significativo por clase social, aunque sí todas las situaciones de no ocupación; el gradiente educativo desaparece en el modelo ajustado por la clase socio-ocupacional. En las mujeres resultó significativo el nivel de sin estudios pero se pierde igualmente en el modelo ajustado por clase socio-ocupacional. En el caso de los hombres, en el estudio de la CAPV-01 resultó

significativa la categoría de estudios de enseñanza secundaria (RR=1,32) y el grupo económico de trabajadores manuales (RR=1,28). En el estudio ESP-08 se identificaron efectos en ambos sexos: en los hombres la RT para el nivel educativo más bajo fue 1,17, mientras en nuestro estudio fue 1,65 para hombres sin estudios y 1,46 para los que habían completado el primer grado de estudios. En las mujeres, el resultado para el nivel de estudios inferior del ESP-08 fue 1,49 y 3,45 en el CAPV-01, mientras en Asturias el efecto encontrado fue 2,26 para el caso de las mujeres sin estudios.

Esta causa de muerte presenta los valores más altos del Índice de Desigualdad de la Pendiente, este índice representa la diferencia absoluta entre el grupo socioeconómico inferior y el superior, en este caso el nivel educativo, aunque los valores de cada sexo son muy diferentes: 50,5 muertes por cien mil personas-año en hombres y 18,0 muertes por cien mil personas-año en mujeres.

Nuestros resultados contradicen un modelo internacionalmente reconocido para esta enfermedad: la existencia de un gradiente inverso de la mortalidad con respecto a la posición socioeconómica, expresada por nivel educativo o la clase social, esto último singularmente en los estudios realizados en el Reino Unido. Tanto nuestros resultados como las referencias nacionales comentadas no muestran ese patrón de desigualdad. En el caso de los hombres, en el estudio CAPV-01 se encontró un moderado incremento de riesgo del 28% del nivel ocupacional inferior pero en nuestro caso no se encontró significación; en cuanto al nivel educativo más bajo, ESP-08 mostró un incremento del riesgo del 15% y en CAPV-01 se triplicó, mientras que en nuestro caso el riesgo de las personas sin estudios se duplica respecto al nivel de referencia (estudios universitarios).

En los estudios internacionales sobre desigualdad en las enfermedades cardiovasculares se señala el hecho de que los países del Sur de Europa suelen tener niveles de desigualdad inferiores a los de los países del Norte cuando se emplea la clase social ocupacional, de forma que el riesgo para los trabajadores manuales no cualificados suele ser constantemente superior a 2,5 sobre los no manuales mientras que las zonas del Sur de Europa no llegan a duplicar el riesgo (Toch-Marquardt et al., 2014). Habitualmente se ha explicado la escasa amplitud de las desigualdades en la mortalidad por enfermedad isquémica del corazón (EIC) en España por varias razones. En primer lugar se ha señalado un retraso en la transición epidemiológica en España, relacionado con retraso general de la modernización del país (Robles, García-Benavides, & Bernabeu-Mestre, 1996). Como explicación de lo anterior, debe señalarse que hasta la mitad del siglo pasado la mortalidad por EIC se relacionaba con las clases altas en los países más desarrollados y que posteriormente se produjo la inversión de la relación; en el caso español esa inversión se

produce más tarde, en los años ochenta, y se ve acompañada de modificaciones en los determinantes, lo que produce un control relativo de la enfermedad, especialmente por la reducción del tabaquismo en hombres (Lostao, Regidor, Aïach, & Domínguez, 2001), de forma que España se benefició del conocimiento sobre los factores de riesgo y seguramente pudo evitar el pico epidémico que ya se había producido en otros países. Otro factor no desdeñable sería el papel que la dieta mediterránea, la adherencia que por este patrón habría tenido la población de posición más baja habría sido un elemento fundamental en el bajo nivel de desigualdad en la mortalidad por EIC (Kulhánová et al., 2014). Ahora bien, es posible que además existan diferencias regionales: en el caso español, los riesgos de la región de Madrid y de la CAPV evaluados en estudios de base censal equiparables mostraron una razón de riesgos de los trabajadores no manuales de 1,83 en la primera y 2,06 en la segunda (Toch-Marquardt et al., 2014), mientras en el caso asturiano no se encontraron efectos significativos. Dado que el número de casos es suficientemente grande habría que buscar en la composición por clases sociales de los factores de riesgo para explicar esa profunda atenuación de la desigualdad en esta relevante enfermedad, en nuestro caso el factor implicado no sería aparentemente el consumo de tabaco, que presenta el menor nivel de consumo en Asturias para la clase I en la Encuesta de Salud realizada en 2002 (Margolles, 2002), pero debe tenerse en cuenta que los determinantes intermediarios actúan habitualmente a largo plazo.

Con carácter general, los estudios que emplean como referencia el nivel educativo muestran un bajo nivel de desigualdades en España. Pero debe hacerse notar que en Asturias el riesgo de las personas con bajo nivel de estudios se incrementa en torno al 50% y que el estudio de la CAPV presentaba un exceso de riesgo superior al 300% para ese grupo con respecto a los que tenía estudios universitarios. Lo cual podría ser indicativo de la existencia de grupos de población desfavorecida con mayor riesgo. Apoyaría parcialmente este hecho, el incremento de riesgo observado en Asturias asociado a la situación de desempleo, que duplicaría el riesgo sobre las personas de la clase I, aunque no debe olvidarse que la mortalidad asociada al desempleo no es directamente equivalente a una posición socioeconómica, y que existen otros factores implicados en los "daños" del desempleo. El hecho de que el nivel educativo explique mejor que la clase social las desigualdades en mortalidad ya ha sido descrito en Escocia (Smith et al., 1994), y los autores consideran que estaría relacionado con las circunstancias económicas en las etapas tempranas de la vida que tendrían una influencia directa sobre los factores de riesgo de la enfermedad cardiovascular. En todo caso la resultante de esas condiciones en la infancia sería que la frecuencia de sedentarismo, tabaquismo y consumo excesivo de alcohol en la edad adulta sería superior en personas de menor educacional (Regidor et al., 2005). En lo

que se refiere a las mujeres, también es una constante la referencia al escaso impacto de la desigualdad por EIC en el Sur de Europa. No obstante los resultados de exceso de riesgo por nivel educativo muestran una cierta desigualdad, en el CAPV-01 el incremento de riesgo es de tres veces y media y en Asturias de casi dos veces y media cuando se compara el riesgo de las mujeres con menor nivel de estudios, el estudio ESP-08 encontró una razón de tasas de 1,49 agrupando a las mujeres sin estudios y las que alcanzaron el primer grado respecto a las universitarias. A pesar de que las desigualdades pudieran ser poco importantes en términos absolutos, parece que la asociación con el bajo nivel educativo es evidente, y la magnitud del riesgo no es pequeña. Entre los factores que podrían explicar esta situación estarían la obesidad, el sedentarismo y la hipertensión, que son más frecuentes en mujeres con bajo nivel educativo (Martínez et al., 2009).

Como conclusión se puede señalar que a pesar del reducido impacto de la desigualdad por la EIC, éste no debe desdeñarse. Parece que las condiciones del entorno del desarrollo en la infancia tendrían un papel en las desigualdades que se observan en Asturias y en España. Es posible que existan núcleos de alto riesgo, con condiciones adversas, en los que se podría centrar una estrategia para reducir los riesgos ante esta enfermedad.

VI.2.7. Desigualdades en la mortalidad por enfermedad cerebrovascular

Se encontraron resultados significativos para el nivel educativo inferior (sin estudios) en ambos sexos y para el desempleo en hombres en los modelos univariados. En la CAPV no se encontró significación, pero sí en el estudio ESP-08, la RT del menor nivel educativo en hombres era 1,39 y en mujeres 1,46; los resultados en Asturias fueron 1,70 en hombres y 2,35 en mujeres. Su importancia radica en que se trata de la primera causa de muerte a nivel nacional para la población total de mujeres. Al igual que con la EIC, tradicionalmente se ha asignado un bajo nivel de desigualdad a esta causa de muerte, y habitualmente ha tenido un patrón geográfico ascendente de Norte a Sur, que se ha relacionado con peores condiciones socioeconómicas (Caballero-Güeto et al., 2013).

Muchos de los comentarios de la EIC serían aplicables a la enfermedad-cerebrovascular (ECV) en la medida en que existen factores de riesgo comunes. En este caso, como en el anterior, se encuentra asociación con el nivel educativo más bajo, en el caso de la mujer esta situación que ha sido imputada a un mal control de la enfermedad hipertensiva. Es posible que esta mortalidad diferencial sea consecuencia de un conjunto de cadenas causales, que partiendo del contexto de la infancia lleve a enfermedades o factores de riesgo y niveles de susceptibilidad que condicionen la ECV. Pero además debe añadirse en la

ecuación el papel de los servicios sanitarios, que deberían ser capaces de prestar una asistencia universal y contar mecanismos que eviten la creación de bolsas de población con una atención por debajo de sus necesidades. La mortalidad por esta causa se ha relacionado intensamente con el grado de control de la hipertensión arterial, además de los factores cardiovasculares habituales, de hecho se estima que los descensos observados en la incidencia de la enfermedad en la población general, podrían deberse en un 50% a la disminución de los factores de riesgo y en un 50% al control de la enfermedad hipertensiva (Asplund, 2005).

VI.2.8. Desigualdades en la mortalidad por enfermedades crónicas de las vías respiratorias inferiores (excepto asma)

Para los hombres se presenta un importante gradiente inverso por nivel educativo, se mostró significativo para la clase V y para las situaciones de no ocupación, este hallazgo se mantuvo en el modelo ajustado por nivel educativo, excepto para la clase social. En las mujeres el modelo no convergió, en los resultados de CAPV-01 no se encontraron resultados significativos en la mujer, pero en el estudio ESP-08 se encontró una RT de 1,39 del nivel educativo inferior con respecto a las universitarias. En los hombres, en el CAPV-01 se encontraron RTs significativas para el grupo ocupacional de trabajadores manuales no cualificados (3,42) y cualificados (2,61), en Asturias el riesgo de la clase V era 7,58 pero con amplio intervalo de confianza. En cuanto al nivel educativo, en el CAPV-01 los resultados fueron 6,85, 3,57 y 2,79 de menor a mayor nivel educativo, en Asturias 8,22, 5,33 y 3,50, en el estudio ESP-08 la razón de tasas del nivel educativo inferior fue 2,05, notablemente inferior. Esta causa es la que presenta un mayor Índice Relativo de Desigualdad en hombres: 21,3, un valor muy elevado (la no desigualdad presenta un valor de 1).

En el caso de las enfermedades respiratorias, habitualmente se ha encontrado sobrerriesgo asociado al bajo nivel educativo y la clase social baja en los modelos que ajustaban por ambos (Regidor et al., 2005), justificando este particular por el peso de la prevalencia de tabaquismo en las clases sociales bajas, pero esto no se da en nuestro caso, aunque la clase V es significativa en el modelo unvariado. En todo caso es necesario recurrir al patrón de las desigualdades generadas desde la infancia con consecuencias en las condiciones de vida y de medios de vida en la edad adulta para explicar el gradiente educativo. La significación de la clase V apuntaría al efecto de la distribución sesgada del tabaquismo, a lo que tendríamos que añadir los efectos de las condiciones del entorno laboral para explicar las desigualdades encontradas. Los valores de riesgo asociado a las personas sin estudios y la clase V se encuentran entre los más elevados del presente

trabajo, así que nos encontramos con una de las enfermedades con mayores niveles de desigualdad.

VI.2.9. Desigualdades en la mortalidad por cirrosis y por otras enfermedades crónicas del hígado

Se encontraron resultados significativos en hombres y en mujeres para el nivel educativo. En los hombres para todos los niveles por debajo del segundo ciclo del segundo grado y en las mujeres solo para el nivel de sin estudios (3,16). En la clasificación socio-ocupacional, en los hombres resultó significativa la clase social V y todos los grupos de personas no ocupadas; en mujeres la clase IIIc, con unos intervalos muy amplios y las mujeres en situación de pensionistas por invalidez. En el modelo ajustado por ambas variables de PSE se mantiene la significación estadística del efecto en los hombres para nivel de estudios inferior y las categorías de personas no ocupadas, incluyendo el desempleo; en las mujeres todas las categorías perdieron significación estadística. Presenta el tercer valor más elevado del Índice de Pendiente de la Desigualdad en hombres, con un valor de 43,8 defunciones por cien mil personas-año, que es la diferencia entre los niveles educativos extremos.

En el estudio CAPV-01, en el caso de los hombres se encontró significación estadística para todos los niveles educativos con la referencia de los universitarios y también con todos los grupos socioeconómicos con referencia al de directivos, en las mujeres, paradójicamente, ningún resultado fue significativo. En el estudio de ESP-08 se observa un gradiente para el nivel educativo con una razón de tasas de 2,56 del grupo de estudios más bajo respecto a los universitarios, y de 2,08 en las mujeres. La situación de mortalidad por cirrosis se relaciona fundamentalmente con el consumo de alcohol (Corrao, Bagnardi, Zambon & La Vecchia, 2004), aunque existen otros factores no desdeñables como las hepatitis infecciosas. El alcohol se ha relacionado con clases sociales desfavorecidas y con zonas de alta privación (Pasarín, Borrell, Brugal, & Díaz-Quijano, 2004), tanto para hombres como para mujeres, y con diferentes medidas de posición socioeconómica, con un impacto importante. En Asturias la magnitud es relevante, ya que en 2008 era la comunidad autónoma con mayor mortalidad por enfermedades relacionada con el alcohol (Regidor & Giutierrez-Fisac, 2011). Estamos ante una enfermedad que puede tener diferentes mecanismos de producción, pero que es un indicador de presencia de desigualdades en los factores que condicionan sobremortalidad diferencial por la posición socioeconómica.

VI.2.10. Desigualdades en la mortalidad por suicidio y lesiones autoinflingidas

En los hombres aparece un gradiente inverso que alcanza a los tres grupos de nivel educativo por debajo del segundo ciclo del segundo grado, y en cuanto a la clase social se encontró significación para la clase IIIb con un riesgo intenso (4,42) y además con la situación de paro (3,53). En las mujeres, ni el nivel educativo ni la clase socio-ocupacional presentaron resultados significativos pero se podría explicar en parte por la escasez de defunciones en el periodo del estudio. El modelo ajustado presentó significación para el grupo de sin estudios (RR=2,83). En el estudio de la CAPV, en los hombres había significación para todos los niveles educativos distintos del universitario y para el grupo socioeconómico de trabajadores manuales cualificados, en las mujeres no se encontró significación para ningún grupo; en el estudio ESP-08 la razón de riesgos para el nivel educativo inferior era 2,82 para hombres y 1,30 para mujeres con respecto a los universitarios. En los hombres existe un gradiente inverso de riesgo de suicidio, que en el caso asturiano adquiere valores entre 3,85 el efecto para las personas sin estudios y 2,04 para el primer ciclo de segundo grado, además se encuentra un riesgo que parece consistente para el grupo de trabajadores por cuenta propia y para la situación de paro. El Índice relativo de Desigualdad presentaba un valor elevado en el caso de los hombres: 4,5.

En las revisiones sobre los condicionantes del suicidio suelen encontrarse los factores del entorno social y laboral, además del papel de la enfermedad mental, que tampoco estaría exenta de condicionamientos sociales (Muntaner, Eaton, Miech, & O'Campo, 2004). La relación más intensa que suele comunicarse es la situación de desempleo, con algunas variaciones que tendrían que ver con las condiciones de apoyo de determinados países a las personas desempleadas. La asociación más habitual sería la apuntada en una revisión de varios estudios de cohortes que calculó que desempleo y bajo nivel socioeconómico presentaban un riesgo 2,2 veces superior de suicidio sobre el hecho de encontrarse trabajando y pertenecer al grupo de nivel socioeconómico elevado (Neeleman, 2001). Pero además se ha encontrado relación con determinadas ocupaciones, por ejemplo en la policía, el personal sanitario (especialmente en mujeres) o los trabajadores agrícolas (especialmente en hombres). La existencia de relación con ocupaciones de clase habitualmente alta, podría tener relación con algunos hallazgos paradójicos con respecto al suicidio, en el sentido de que también ha sido asociado a niveles elevados en la posición socioeconómica de la escala social (Mc Lean, Maxwell, Platt, Harris, & Jepson, 2008).

El hallazgo del efecto significativo en los hombres de la clase IIIb con una magnitud relevante (RR=4,6), podría estar en relación con que en ese grupo se encuentran los

trabajadores del campo por cuenta propia (lo más habitual en Asturias). En Asturias el suicidio tiene un componente geográfico importante, existe una agrupación territorial de exceso de mortalidad que abarca el Nordeste de Galicia y toda la zona del occidente asturiano limítrofe (Lopez-Abente et al., 2001), ese territorio tiene un marcado componente de empleo rural y no sería descartable que la sobremortalidad por clase estuviera señalando en realidad un territorio, como muestra el mapa de sobremortalidad por secciones censales por esta causa (Ver mapa pág 268).

Los suicidios son una causa de muerte muy relevante en Asturias, que suele ocupar los primeros puestos en el ranking nacional por esta causa (Regidor & Giutierrez-Fisac, 2011). Nuestro estudio muestra un efecto muy importante del nivel educativo, como indicador de posición socioeconómica concordante con otros estudios. También con el desempleo, que es un modelo muy reconocido; y con la clase IIIb, probablemente a expensas de un comportamiento asociado a la distribución territorial del suicidio en Asturias.

VI.2.11. Desigualdades en la mortalidad por accidentes de tráfico

En los hombres se encuentran riesgos relativos significativos con efectos intensos y gradiente inverso para todos los niveles educativos en el modelo univariado; en cuanto a la clase social, en el modelo univariado se encontró efecto para las clases IIIb, IVa y IVb, (trabajadores por cuenta propia, trabajadores manuales semicualificados y cualificados), y también para la situación de desempleo. En el modelo bivariado se mantiene el efecto para todos los niveles educativos con respecto a la referencia (universitarios), con niveles de riesgo no muy diferentes de los obtenidos con el modelo de regresión simple, pero todas las demás categorías socioeconómicas pierden significación estadística. En las mujeres no se detectó efecto en ninguno de los modelos.

Los resultados en el estudio de la CAPV-01 muestran el mismo comportamiento para el nivel educativo en hombres: los riesgos de todas las categorías educativas son significativas con respecto a los estudios universitarios, pero presentan magnitudes ostensiblemente menores, entre 1,82 en las personas sin estudios y 1,88 para los estudios de secundaria; en cuanto al grupo socioeconómico se encontró un riesgo significativo para los trabajadores manuales no cualificados de 1,53. En el estudio ESP-08, se encontró un gradiente inverso de las tasas de cada nivel educativo y una RT de 2,82 para el nivel de estudios inferior respecto a los universitarios para los hombres, mientras que en el caso de las mujeres esa RT fue de 1,23. Los valores de estos dos estudios presentan indicadores de riesgo mucho más bajos en los hombres que los encontrados en Asturias en los modelos univariados: 5,62

para las personas sin estudios, 4,69 para estudios de primer grado, 4,52 estudios de primer ciclo del segundo grado y 3,92 para estudios de segundo ciclo de segundo grado; lo mismo ocurre con la clase social, la clase IIIb presenta un riesgo relativo de 5,27 y las otras dos clases (IVa y IVb) presentan un riesgo igual, de 3,64. En todos los casos los riesgos son bastante más elevados en Asturias.

Aunque los estudios no son absolutamente concluyentes sobre las desigualdades en la mortalidad por esta causa, sí que existen estudios de tipo ecológico en Europa que muestran ciertos niveles de desigualdad vinculados a patrones de mayor privación, otros estudios de base individual también encontraron un bajo nivel de desigualdades en los países del Sur de Europa (Borrell et al., 2005). Respecto a esta causa de muerte hay dos aspectos importantes: el diferente comportamiento en función del sexo y la relación con el desarrollo de cada país. Existe una diferencia sustancial de riesgos por sexo, con unos niveles muy superiores en hombres, lo que podría ser una muestra del exceso de riesgo vinculado a los patrones de masculinidad, es decir a la construcción del modelo social de la masculinidad por un condicionamiento de género que lleva a que los hombres tengan un comportamiento de mayor riesgo al conducir automóviles (Doyal, 2001). Habitualmente se considera que en los periodos de desarrollo de las sociedades modernas se incrementaron los niveles de mortalidad, pero que posteriormente disminuyen por la implantación de medidas protectoras, pero no está claro que esto sea así en todos los casos. Al parecer el Sur de Europa presenta niveles bajos de mortalidad por accidentes y de desigualdades en esa mortalidad.

Debería hacerse un comentario a la magnitud de los riesgos encontrados. En este caso es posible que el uso de la Regresión de Cox pueda haber incrementado el resultado del coeficiente con respecto a si se empleara el riesgo relativo sobre las incidencias acumuladas, debido a que es probable que la mortalidad por accidentes de tráfico sea más acusada en las edades más jóvenes de la cohorte.

En los resultados de la situación de Asturias, que presentan un fuerte gradiente educativo de riesgos y unos efectos elevados para algunas clases sociales, deberían explorarse otras causas, y seguramente debería de acudirse a la relación de los accidentes de tráfico con el consumo de alcohol y las conductas de riesgo en los grupos con menos habilidades para prever las consecuencias de la falta de seguridad en la conducción. Sería necesario un análisis más detallado de la asociación con la clase IIIb (trabajadores por cuenta propia), que seguramente exprese determinadas condiciones de riesgo de la situación laboral de estos trabajadores.

VI.3. Desempleo y mortalidad

Cuando se ha analizado la relación entre la mortalidad y la variable que hemos denominado posición socio-ocupacional, destaca el gran riesgo que representa la situación de desempleado. La cuestión tiene singular relevancia en nuestro país, dado el peso que esta situación tiene en el mercado laboral español a diferencia de lo que ocurre en otros países de nuestro entorno. En este apartado intentaremos discutir cual es la relevancia y la posible especificidad de esta relación en Asturias, para lo que hemos optado por comparar la mortalidad en Asturias con la de Andalucía por dos motivos, en primer lugar porque existe la disponibilidad de datos comparables (en términos de tipo de datos), y en segundo lugar porque Andalucía representa un modelo socioeconómico bastante diferenciado del asturiano, lo que permite ilustrar sobre si existe un peso diferencial sobre la mortalidad del desempleo.

Asturias y Andalucía presentan características bien diferenciadas tanto en la estructura productiva como en la situación del mercado laboral, como se puede ver en la Tabla adjunta obtenida de la información de la Encuesta de Población Activa (EPA), elaborada por el INE en base a un seguimiento de una cohorte de población en edad laboral que se va regenerando cada cierto tiempo. El primer aspecto destacable es la gran diferencia de tasas de desempleo según criterios de la EPA entre ambas, de forma que Andalucía duplicaba el valor de Asturias; debe tenerse presente que en ese momento España se encontraba en torno al 11% de desempleo, más cerca del valor en Asturias. Asturias se caracteriza por una menor tasa de actividad, que es una constante del mercado laboral asturiano, y que como se comentó tiene relación con el paso a inactividad de personas que han trabajado en determinados sectores y la salida de los efectivos más dinámicos de la población laboral. Destaca también que en Andalucía el 20% de los desempleados proceden del sector agrícola, mientras en Asturias es prácticamente inexistente. La otra característica diferencial se refiere al tiempo que se lleva en desempleo, en 2001 en Asturias más de un tercio de las personas en paro llevaban dos o más años en esa situación, más de un 10% por encima de lo que ocurría en Andalucía, el dato es más alarmante si se observa el caso de las mujeres donde la diferencia absoluta supera el 20%. Si tenemos en cuenta que estamos hablando de un periodo de cierta bonanza económica, como reflejan las tasas de desempleo, podemos suponer que una parte importante de las personas en desempleo en Asturias estarían inscritas en grupos con grandes dificultades de acceso al mundo laboral, bien por déficits formativos, inadaptación a nuevos entornos de trabajo o por situaciones de exclusión social.

Tabla 19. Características del mercado de trabajo de Asturias y Andalucía en 2002

Indicador	categorías del indicador	Asturias			Andalucía		
		Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
Tasa de actividad (por mil habitantes)		42,76	55,57	31,16	50,41	65,22	36,36
Tasa de desempleo (por mil habitantes)		7,84	4,95	12,5	18,76	13,93	26,98
Porcentaje de la situación ocupacional de los trabajadores activos.	Trabajadores por cuenta propia: Empleador	4,3%	4,8%	3,6%	4,2%	5,3%	2,3%
	Trabajadores por cuenta propia sin asalariados	16,0%	16,0%	16,0%	9,4%	11,0%	6,8%
	Trabajadores por cuenta propia: Miembro de cooperativa	2,7%	1,6%	4,4%	2,6%	2,0%	3,5%
	Asalariados: Sector público	18,3%	16,2%	21,7%	17,1%	14,9%	20,7%
	Asalariados: Sector privado	55,3%	60,0%	47,7%	61,1%	63,7%	56,7%
	Han dejado su último empleo hace 3 años o más.	1,2%	0,6%	2,3%	2,4%	1,3%	4,1%
	Parados que buscan primer empleo:	2,2%	0,8%	4,3%	3,3%	1,8%	5,9%
		100%	100%	100%	100%	100%	100%
% de contratos temporales		30,7%	29,5%	33,4%	51,9%	49,8%	56,5%
% de ocupados según sectores económicos	Agricultura	7,0%	6,0%	8,8%	11,3%	12,4%	9,0%
	Industria	20,4%	28,6%	6,0%	12,3%	15,1%	6,6%
	Construcción	11,4%	17,3%	1,1%	12,9%	18,7%	1,2%
	Servicios	61,2%	48,2%	84,1%	63,5%	53,7%	83,2%
			100%	100%	100%	100%	100%
% de desempleados según sectores económicos en los que trabajaron previamente	Agricultura	0,6%	1,7%	0,00%	20,5%	20,6%	20,4%
	Industria	6,8%	13,2%	2,6%	6,1%	8,3%	4,1%
	Construcción	7,7%	19,0%	0,5%	10,9%	21,6%	1,5%
	Servicios	44,8%	42,1%	46,0%	33,1%	28,3%	37,3%
	Dejó su último empleo hace 3 años o más	12,6%	6,6%	16,4%	11,8%	8,4%	14,8%
	Buscan primer empleo	27,4%	16,5%	34,4%	17,6%	12,7%	21,9%
		100%	100%	100%	100%	100%	100%
% de desempleados según el tiempo que llevan buscando empleo	Menos de 6 meses	37,3%	49,0%	29,9%	43,6%	49,9%	37,9%
	De 6 meses 11 meses	12,8%	12,7%	12,9%	16,8%	17,2%	16,5%
	De 1 año a menos de 2	13,8%	10,5%	15,9%	15,3%	14,3%	16,2%
	2 años o más	36,0%	27,8%	41,3%	24,3%	18,4%	29,5%
			100%	100%	100%	100%	100%

FUENTE: Encuesta de Población Activa 2001/ datos anuales

(<http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t22/e308/&file=inebase>)

El resultado de la regresión multivariada presenta varios aspectos de sumo interés. Una primera aproximación muestra que las situaciones de jubilación, bien por incapacidad o por jubilación supuestamente ordinaria (en nuestra población sería siempre en personas menores de 65 años) tienen un fuerte impacto en el riesgo de morir, al igual que ocurre con el grupo de edad, a mayor edad mayor riesgo. Destaca que todos los niveles educativos no universitarios tienen efecto sobre la mortalidad en hombres, pero sin que se aprecie gradiente claro entre ellos, en contraposición con el papel del nivel educativo en la mujer, en el que solamente se aprecia impacto sobre la mortalidad en el caso de las mujeres sin estudios, aunque con un valor no desdeñable del 26% de incremento. El riesgo añadido por residir en Asturias para ambos sexos no es excesivamente elevado, un 17% sobre el de Andalucía. Otro aspecto a señalar es que en los diferentes modelos tentativos no se encontró significación para el efecto periodo, en otras palabras, que el efecto del desempleo permaneció inalterable a lo largo del tiempo del estudio, lo que apuntaría al hecho de que los efectos del desempleo sobre la mortalidad se mantienen en periodos relativamente largos.

El nivel de riesgo ajustado que en el modelo se asigna a la situación de desempleo es de 1,09, se trata de un diez por ciento superior la situación de referencia (estar trabajando), pero al haber introducido la interacción con el sexo en realidad nos está señalando el nivel de riesgo para las mujeres (nivel de referencia para el sexo); en todo caso afirmar que existe un riesgo de morir en los siguientes siete años un diez por ciento superior a las mujeres desempleadas no es un resultado desdeñable. En el caso de los hombres los resultados son más llamativos, en primer lugar señalar la sobremortalidad masculina genérica que representa un riesgo del doble con respecto al de las mujeres. Cuando nos centramos en el impacto del desempleo en el hombre el efecto general sería del 70% de incremento de riesgo (producto de los coeficientes de de ser hombre y de estar en paro) de muerte en los siguientes siete años sobre la población ocupada (nivel de referencia). En Asturias el efecto del desempleo es de 1,22 (IC95%: 1,53-1,67) sobre las personas ocupadas, en el caso de los hombres si calculamos el producto de los efectos del desempleo, el sexo y la zona tenemos como resultado que los hombres desempleados asturianos tendrán un riesgo dos veces superior de morir en los siguientes siete años que los ocupados asturianos.

La situación de desempleo ha sido estudiada desde hace tiempo como factor condicionante de la mortalidad (Moser, Goldblatt, Fox, & Jones, 1987) y aunque habitualmente se ha encontrado una asociación positiva, en ocasiones se han encontrado resultados contradictorios o explicaciones subyacentes al incremento de la mortalidad que desvían la atención del desempleo. Existen dos corrientes que pretenden explicar la relación entre desempleo y mortalidad. Una de ellas se centra en la idea del "afrontamiento" de la

nueva situación personal a que aboca el desempleo, mientras que la otra corriente se basa en la existencia de una enfermedad latente en las personas que pasan a la situación de desempleo. Además existe un supuesto papel del Estado en función de las políticas de protección a las personas desempleadas. Otro factor que se ha estudiado es la relación entre el impacto en la mortalidad en función de la magnitud del desempleo en una sociedad determinada, en el sentido de que los efectos son más graves en las sociedades con menores proporciones de personas en paro (Martikainen, Maki, & Jantti, 2007). Una última aportación a tener en cuenta es la que revelaría que el incremento del desempleo llevaría a un descenso de la mortalidad general por la disminución de comportamientos de riesgo (Ruhm, 2000), aunque investigaciones en España en referencia a la crisis económica en 2011 muestran un impacto negativo sobre la salud en las personas en situación de desempleo de larga duración (Urbanos-Garrido & Lopez-Valcarcel, 2015).

El debate se centra sobre si existen mecanismos de selección previa para ser desempleado y cuál es su impacto, en concreto si el estado de salud previo puede ser una causa común tanto para el desempleo como para la mortalidad, pero no siempre es fácil evaluar esta situación, ya que muchas modalidades de estudios no pueden recoger la situación de salud previa y evaluar si han existido los cambios, y cuál es el papel de éstos. La hipótesis basada en el modelo de afrontamiento de la situación defiende que el desempleo provocaría cambios en los comportamientos de las personas afectadas, especialmente en personas jóvenes y con posición socioeconómica baja. Roelfs y cols. (2011) realizaron una amplia revisión de la literatura en la que recogen numerosos estudios que indican que el desempleo conlleva habitualmente a un incremento de consumo de alcohol, tabaco, obesidad y otros factores de riesgo.

El informe "Health of People of Working Age" (Oortwijn et al., 2011) elaborado por la Unión Europea revisa la información procedente de distintos estudios, entre los que destaca el Panel Europeo sobre Hogares de la Unión europea y los informes del proyecto SHARE (Encuesta de Salud, Envejecimiento y Jubilación en Europa) (<http://www.share.cemfi.es/>) enfocado hacia las personas mayores de 50 años. El documento tiene un apartado especial dedicado al impacto de la mala salud sobre la situación de empleo, al tratarse de estudios de seguimiento de cohortes de población en cada país de la Unión Europea, permite conocer la secuencia que lleva al desempleo e incluso a la percepción de salud de las personas afectadas. Las conclusiones del proyecto indican que el 10% de la población trabajadora europea pierde el empleo por razones de salud, y que existe relación entre la mala salud previa y el paso al desempleo, especialmente relacionado con padecer enfermedades crónicas y el bajo nivel educativo, además el riesgo se acrecienta en los mayores de 50 años. En el sentido inverso, estar en situación de desempleo y con mala

salud dificulta el retorno al mercado laboral. En base al estudio SHARE, se calculó que el Riesgo Atribuible Poblacional de tener mala salud para pasar a la situación de desempleo era de 9% en el contexto europeo.

En el marco europeo tiene gran interés el trabajo de (Clemens, Popham, & Boyle, 2015) que trabajaron con los datos del Scottish Longitudinal Study, la cohorte institucional del gobierno escocés construida a partir de una muestra de la población inscrita en el censo de 1991. Los autores procedieron a revisar la situación de salud previa de las personas seleccionadas para luego seguir su historial laboral y realizar un análisis empleando un sistema de *propensity score matching*, de forma que se podía estudiar el impacto del estado de salud previo y tenerlo presente en el análisis de los riesgos. El *hazard ratio* asociado al desempleo fue de 1,85 para los hombres y 1,51 para la mujeres, una vez controlado el estado de salud previo, un resultado significativamente robusto y que indica un componente causal específico en el desempleo sobre la mortalidad general. Este estudio es consistente con los resultados de Roelfs y cols. (2011) que a través de técnicas de meta-análisis recogían 42 estudios y calcularon un hazard ratio medio de 1,78 para los hombres y 1,37 para mujeres, aunque había una gran variabilidad en los valores de referencia y las covariables empleadas en los estudios revisados.

Consideramos que en realidad la situación de desempleo es un proxy de situaciones de precariedad, especialmente en el periodo en que se desarrolló el estudio; es decir que estaríamos hablando de situaciones de privación, y seguramente mantenidas en el tiempo, si atendemos a la proporción de parados de larga duración en Asturias. Debe destacarse que estamos empleando el resultado de una pregunta en el momento censal (estar sin empleo la semana anterior) y no tenemos garantías sobre la situación laboral en el futuro, pero aún así los resultados son significativos para ese grupo de personas aunque todas ellas hubieran sido absorbidas por el mercado laboral. Se encuentra una mortalidad superior a la de Andalucía, que supuestamente estaría en relación con las distintas características de las personas desempleadas y de las estructuras laborales en uno u otro contexto y no tanto con el sistema de protección que en Asturias es bastante amplio. Otro aspecto reseñable es el efecto de onda larga del desempleo que en nuestro caso alcanza los siete años. En definitiva, Asturias presenta una sobremortalidad relacionada con el desempleo, que se da en mujeres en menor medida y en hombres de manera que prácticamente se duplica el riesgo de fallecer en los siguientes siete años, valores que son equiparables a los presentes en otros estudios, pero muestran que bien por mecanismos directos o por las condiciones del contexto social el desempleo es un potente predictor de la muerte.

VI.4. Desigualdades geográficas

El objetivo con el que se presentan los mapas con las RMEs es señalar la posible existencia de disparidades en la distribución geográfica de las causas de muerte y detectar patrones o conglomerados de exceso de mortalidad. No se pretende un análisis detallado y profundo de cada causa de muerte a través de aplicación de metodologías de análisis complejas. En Asturias se han presentado recientemente mapas para algunas causas de muerte, habitualmente en el marco del Proyecto MEDEA (Rodríguez, 2011). Esto es útil para posicionar la comunidad autónoma en el contexto de las otras ciudades inmersas en el proyecto, pero no dice mucho sobre las posibles desigualdades intracomunitarias.

En cuanto a la mortalidad por todas las causas en los hombres, señalar que se aprecia una agrupación de bajo riesgo en el Suroccidente, mientras que el exceso de riesgo se concentra en el área central de Asturias, destacando la sobremortalidad en los municipios de Siero y Langreo. En las ciudades destaca el conocido patrón Este-Oeste de la ciudad de Gijón, muy polarizada, donde los barrios occidentales (La Calzada, Natahoyo,...) presentan exceso de riesgo y la zona oriental (Somió, Viesques y zonas rurales limítrofes) bajo riesgo. En el resto de ciudades no se aprecia un patrón espacial claro. En las mujeres la agrupación de bajo riesgo se localiza en la zona oriental de la región, con zonas de alto riesgo en el área central (Avilés, Oviedo y Gijón), pero sin afectar a las cuencas mineras. Se puede apreciar el alto riesgo de varios barrios de Avilés y poblaciones limítrofes (Valliniello, Miranda, La Cruz de Illas), y en Oviedo los barrios de la zona Este de la ciudad (Ventanielles y Otero). Todas estas observaciones presentan probabilidades elevadas de ser ciertas (en el sentido de que la REM tenga valor superior a 1) según lo que indican los mapas de probabilidades posteriores. En el mapa de ambos sexos los patrones se difuminan, pero el exceso de mortalidad parece concentrarse en zonas urbanas del área central de la región y en algunos municipios de la costa occidental.

En cuanto a los mapas por causas, si observamos la configuración para el VIH/SIDA se detecta una amplia zona de riesgo aumentado en Gijón (especialmente en el barrio de Cimadevilla y Centro) y en algunas zonas de Oviedo (barrios de Ventanielles y Pumarín).

Entre los tumores, destaca el patrón espacial del cáncer de laringe para hombres, con un conglomerado de alto riesgo en la comarca del Caudal. El cáncer de pulmón no presenta esa distribución, mostrando un exceso de riesgo llamativo en el área periurbana de Avilés (Avilés, Castrillón y Gozón) que coincide con zonas de elevada contaminación en la actualidad (Observatorio de Salud del Principado de Asturias, 2017), y que podríamos

suponer que existía desde tiempo atrás y pudiera tener relación con la mortalidad. En el cáncer de pulmón en mujeres se aprecian secciones de exceso de riesgo en Oviedo y Gijón.

En la mortalidad por diabetes no se presenta un patrón claro en el territorio asturiano. El único elemento destacable sería una zona de exceso de mortalidad en el Nordeste del municipio de Oviedo, la zona periurbana próxima y en las cuencas mineras en las mujeres.

Las enfermedades crónicas de vías respiratorias bajas en hombres no presentan un patrón espacial muy evidente, aunque sí muestra varias zonas amplias de alto riesgo en las comarcas mineras, también en varias secciones del suroccidente, del occidente, además del municipio de Gozón. Las ciudades de Gijón, Avilés y Oviedo no presentan exceso de riesgo, pero sí Mieres y Langreo. En mujeres aparece un patrón geográfico muy llamativo con un cluster de exceso de riesgo en el suroccidente, menor en el resto del occidente y también, aunque menor, en la mitad oriental. Resulta llamativo que el exceso de mortalidad por estas enfermedades en mujeres no aparece ligada a las cuencas mineras.

La mortalidad por cirrosis presenta un claro patrón espacial con un cluster de exceso de riesgo localizado en ambas cuencas mineras, en especial en hombres. En hombres solo Mieres y Langreo muestran zonas con exceso de riesgo y en mujeres aparecen secciones con alto riesgo en Avilés y Gijón, pero con muy poca certidumbre al respecto.

En los suicidios se detecta una agrupación muy clara de exceso de mortalidad en hombres en la zona occidental de Asturias, sin que se aprecie nada relevante en el resto de las zonas. Destaca el bajo riesgo en las ciudades, excepto en las zonas urbanas de las cuenca mineras. En mujeres se observan conglomerados en suroccidente, occidente y zona costera centro-occidental y además un mayor riesgo urbano, pero con una baja probabilidad de que las diferencias respecto a la mortalidad de Asturias sean ciertas. En los accidentes de tráfico se observa exceso de mortalidad en zona costera del occidente asturiano para hombres, con un exceso de riesgo superior a dos veces la mortalidad de Asturias.

El resto de causas estudiadas no presentaban un patrón geográfico destacable. Este sería el caso del cáncer de mama o de riñón, en los que se podría esperar algún tipo de desigualdad territorial. Debe destacarse también, que ni en la EIC ni en ECV se detectó una relación con el territorio con los criterios de edad empleados, esto no es óbice para que la selección de grupos de edad específicos u otra agrupación de enfermedades mostraran resultados diferentes.

En los anexos de mapas se presentan aquellos en que se ha identificado un patrón geográfico, bien de hombres o de mujeres, y de aquellos casos en que puede ser ilustrativo mostrar las diferencias territoriales destacables.

VI.5. Sobre las desigualdades en la mortalidad de las mujeres

Entre los resultados más destacables de esta investigación debe reseñarse los escasos niveles de desigualdad que se han detectado en las mujeres, así que intentaremos profundizar en este hecho. En primer lugar debe indicarse que si atendemos a la clase social basada en ocupación, tenemos la dificultad de menor acceso al trabajo por parte de la mujer que todavía dista de llegar al nivel de empleo masculino. La consecuencia es que a igualdad de muestra poblacional tendremos menos efectivos a los que clasificar con este criterio, se trata de un problema identificado desde los primeros estudios. Se ha intentado paliar ampliando los criterios de asignación a clase social en las mujeres que viven en pareja; Borrell et al. (2004) realizaron una investigación para valorar los criterios de asignación y finalmente consideraron que el mejor predictor sería el denominado *gender neutral*, es decir aplicar una fórmula para que se asignara a la mujer la clase social más privilegiada de la pareja. En nuestro caso se realizaron ensayos empleando la clase social de la denominada en el censo "personal principal del núcleo familiar" pero los resultados no fueron muy satisfactorios y se desechó esa opción.

Parece concluirse que la valoración de la clase social ocupacional no es capaz de expresar diferencias reales en las condiciones de vida y otros factores que pueden afectar a una mortalidad diferencial. Una alternativa sería el empleo del nivel de estudios de la mujer, ya que se trataría de un valor que se puede asignar a todas las personas en nuestro contexto, y además los registros administrativos suelen contemplarlo, como es nuestro caso. Pero como puede observarse en los resultados encontrados, tampoco el nivel de estudios suele mostrar unas diferencias muy notables, salvo algunas excepciones.

Los hallazgos de la baja desigualdad en nuestro estudio, no son un hecho singular. En un trabajo realizado en la Comunidad de Madrid exclusivamente en las mujeres censadas (Martínez et al., 2009), en el grupo entre 45 y 64 años no encontraron desigualdades en la mortalidad por nivel educativo, y en cambio sí que las detectaron en las mujeres entre 25 y 44 años y de 65 años y más. Los estudios de comparación internacionales también apuntan al bajo nivel de desigualdades entre las mujeres en los países del sur de Europa (Mackenbach et al., 2008).

Una posible explicación tendría que ver con la dificultad para contar con indicadores que puedan posicionar a las mujeres en función de unos criterios que puedan representar el nivel de riesgo de muerte en función de las condiciones de vida, que serían referidas por una clasificación de posición socioeconómica, o quizás con otros parámetros.

Los marcos teóricos de las desigualdades en las mujeres suelen superar el enfoque que habitualmente se empleaba, derivado de una perspectiva centrada en la actividad laboral generalmente masculinizada. Los enfoques actuales engloban dos aspectos para evaluar las salud de las mujeres, la posición estructural de la mujer dentro de la sociedad (con roles vinculados a sus relaciones con el entorno exterior y especialmente con el laboral si existe), y el papel de la mujer dentro del núcleo familiar. Este segundo aspecto que estaba tradicionalmente oscurecido está tomando un papel relevante en la comprensión de los determinantes de la salud de la mujer. Se ha mostrado que lo que más influye en la salud de la mujer sería el nivel de privación del entorno y el número de horas de trabajo en el hogar, y que las mujeres trabajadoras padecerían el riesgo derivado del propio trabajo y de las condiciones de estrés derivadas de las exigencias de las tareas de mantenimiento de las condiciones del hogar (Borrell et al., 2004). El trabajo de Tossander y Erikson (2010) apunta en un sentido similar: para la mujer el tener que mantener un hogar (con pareja o familia nuclear fundamentalmente) supone riesgos diferentes que si vive sola, en cuyo caso los riesgos son más similares a los masculinos.

A pesar de que estas teorías podrían minusvalorar las evaluaciones basadas en indicadores menos específicos o sin una orientación más ajustada, estas estadísticas suelen ser las más fácilmente disponibles y no deberíamos obviar las señales que pueden estar emitiendo. A pesar de las limitaciones señaladas, este trabajo recogió la información de clase ocupacional en mujeres, algo que no ha sido frecuente en España. De esta información destaca el sobriesgo significativo para la clase IVa y en el límite de la significación para el efecto de la clase IIIac, lo cual está apuntando a determinados tipos de ocupaciones muy feminizadas, y que presentan el riesgo señalado.

También debe destacarse el hecho de que existe una sobremortalidad en la mujer para el nivel educativo inferior (sin estudios), que seguramente está apuntando a una bolsa de población de carácter marginal y que sí presenta un mayor riesgo. Esto coincidiría con las investigaciones que señalan a las situaciones de precariedad como condicionantes de la sobremortalidad en la mujer (Borrell et al., 2004) .

Por último señalar que la pequeña dimensión de las desigualdades en términos generales podría ser una resultante de desigualdades por causas en distinta dirección, por ejemplo el caso del cáncer de pulmón, en el que pertenecer a la clase baja es factor protector, que podría compensar las desigualdades por otra enfermedad.

VI.6. Limitaciones del estudio

El presente estudio se basa en un fichero de enlace de registros realizado por el INE, esto hace que pudiera existir sesgo de selección ya que no conocemos las características de las defunciones que no enlazaron, que pueden no ser importantes cuantitativamente pero podrían infravalorar el efecto relacionado con algunas posiciones socio-económicas, si éstas fueran las que menos enlazaran.

Con independencia de lo anterior, puede existir otro sesgo de información, relacionado con la propia confección del censo, ya que se ha descrito que los grupos de población de mayor nivel y los más bajos resultan infrarrepresentados en los censos.

Se han excluido a las personas que no residían en viviendas familiares, tanto en el fichero de defunciones como en los denominadores de población en riesgo. Aunque se trata de una práctica habitual, y en nuestro caso tiene poco impacto por el grupo de edad (40 a 64 años) elegido, se está excluyendo una población que con seguridad presenta riesgos diferentes que los de la población general.

Otra limitación es que estamos asignando a las defunciones la posición económica y la residencia a la que tenían en 2001, situación que puede haber cambiado en los siete años de seguimiento pero de la que no tenemos constancia. Este aspecto es especialmente importante en el caso del desempleo, ya que estamos asignando el riesgo a personas que pudieran estar trabajando en el momento de la defunción.

El menor nivel de empleo en las mujeres hace que la clase ocupacional cuente con menos efectivos en una misma población de estudio, esto puede hacer que determinados efectos que son apreciables en los hombres no se muestren en las mujeres por la menor potencia de los métodos estadísticos al trabajar con menor población.

El abordaje geográfico es meramente descriptivo y no se realiza un análisis de regresión ecológica que incorpore la información de clase social ocupacional y nivel educativo con la espacial. Serían necesarios modelos más complejos para contemplar simultáneamente ambos aspectos.

VI.7. Consideraciones finales

Lo primero que habría que señalar sobre el presente trabajo es que las desigualdades sociales ante la muerte existen también en Asturias, al igual que se refleja en la práctica totalidad de los estudios. La magnitud de esa desigualdad presenta valores nada desdeñables en el caso de los hombres, el riesgo de morir se incrementa cerca de un 50% en las clases intermedias y llega a duplicarse prácticamente para los trabajadores no cualificados y para los desempleados con respecto a la clase I; este fenómeno se reproduce cuando empleamos el nivel de estudios como proxy de la posición socioeconómica, con la diferencia de que en este caso se aprecia un sobriesgo de mortalidad cercano al 40% para las mujeres sin estudios con respecto a las universitarias. En otras palabras, los efectos de la desigualdad no son de menor cuantía.

La situación de desigualdad que se describe no es un fenómeno singular de Asturias, ya que los estudios habitualmente muestran patrones de desigualdad cuando ésta se busca, y estudio tras estudio desde finales de los años ochenta se presentan resultados similares en los países desarrollados, y con independencia de cuál sea el indicador "de exposición" que se emplee y el resultado en salud que se evalúe. En nuestro caso encontramos unos niveles de "efectos" de la desigualdad inferiores a los de otros países europeos, pero en consonancia con los resultados de los países y regiones del Sur de Europa.

En los inicios del siglo XX Benach y Muntaner (2005) publicaban un libro en el que establecían las cinco características esenciales de las desigualdades: son enormes en importancia, son graduales en toda la escala social, las desigualdades persisten o aumentan en el tiempo, las desigualdades son adaptativas y por último son históricas. Nos centraremos en las tres últimas afirmaciones. En nuestro caso no podemos saber cuál ha sido la evolución de las desigualdades en Asturias respecto a la mortalidad en los términos que hemos empleado, pero los estudios de seguimiento que se hacen con el soporte de grandes proyectos internacionales o promovidos por instituciones transnacionales muestran que, tal y como apuntaban Benach y Muntaner, las desigualdades persisten en la actualidad (Mackenbach et al., 2008). Cuando se refieren al carácter adaptativo de las desigualdades señalan un fenómeno conocido: el control de un factor de riesgo asociado a determinada posición social (asociado a la desigualdad) no hace que desaparezca esa situación de desigualdad si no que ésta se expresa por otros mecanismos. Esta es la razón por la cual los indicadores globales de salud de una población pueden mejorar y al tiempo mantenerse inalterables o incluso empeorar los indicadores de desigualdad. Por ejemplo, la introducción

de medidas de orden preventivo pueden incrementar las desigualdades si la utilización de esas medidas preventivas es incorporada con diferente intensidad según el nivel socioeconómico. La última afirmación de Benach y Muntaner indica que las desigualdades son "históricas", en referencia a la naturaleza compleja de las desigualdades, enraizadas en la propia dinámica de los procesos sociales e históricos, esto hace que las investigaciones sobre las desigualdades puedan centrarse en fenómenos y condicionantes que se producen a corto plazo, pero dada su naturaleza, este territorio precisa de investigaciones que recojan tendencias a largo plazo. Con el presente trabajo se pretende mostrar la situación en un periodo histórico en una región con un relativamente alto nivel de bienestar y modelo de sociedad posindustrial en crisis demográfica y territorial. Su mayor utilidad consistiría en poder evaluar en otro momento los resultados para conocer las corrientes de fondo que apuntan a la mejoría o no de las desigualdades de la sociedad.

En este trabajo hemos empleado dos indicadores de PSE, nivel de estudios y la clase socio-ocupacional, que recoge clase social y la situación ocupacional en los no ocupados. Desde una posición teórica, clase social y nivel de estudios no tienen la misma relevancia y utilidad en el estudio de las desigualdades. La clase social sería una situación previa determinada por relaciones de producción y de otro tipo y que posteriormente se expresarían en un nivel de riqueza, educación o de estatus social (Krieger et al., 1997). En nuestro caso la clase ocupacional ha permitido detectar con claridad el gradiente inverso en la mortalidad general, pero se ha mostrado limitada para la identificación de situaciones de desigualdad ante la muerte por causas, aunque en alguna ocasiones ha permitido detectarlas cuando se focaliza en lo que acontece con la clase V; los modelos que se construyeron con ajuste por clase socio-ocupacional y por nivel educativo no han sido esclarecedores en la mayor parte de los casos. Por esta razón consideramos conveniente presentar los resultados de los modelos univariados e interpretarlos; no hay duda de que existe colinealidad entre ambos indicadores, y además educación y clase social (entendida como ocupación) pueden ser considerados como elementos de la cadena causal que lleva a una determinada situación de "riesgo" de morir. Existen estudios que apuntan hacia la intercambiabilidad absoluta de ambos indicadores pero esto no es así en otros estudios, Regidor et al. (2005) encontraron un peso específico de la clase social en modelos ajustados por nivel educativo en las enfermedades respiratorias. Habría otro aspecto a valorar en la interpretación del relativamente escaso poder de identificación de desigualdades de la clase social con respecto al nivel educativo, y es la escala con la que funcionan uno y otro, en el caso de la educación hemos empleado cinco categorías, mientras que la clase ocupacional tenía siete (una vez agrupadas las clase IIIa y IIIc debido a la escasez de efectivos en esos grupos), lo cual puede hacer que haya más dificultad para

detectar resultados significativos. No obstante se optó por presentar la clasificación en toda su amplitud para identificar patrones de graduación, esto ha tenido interés en la clasificación del nivel educativo, ya que en nuestro caso se decidió mantener el nivel de "sin estudios" de forma separada, a diferencia de otros trabajos que agregan esta categoría con el grupo de "estudios primarios". Esto ha permitido detectar en varias causas riesgos asociados al nivel educativo "sin estudios" que estaría apuntando a un determinado sector de la población.

Una última reflexión en torno a la clase ocupacional sería que para las posiciones neomarxistas que encabeza Wright (2015), la clasificación empleada no sería en puridad un indicador de clase social sino de atributos relacionados con la ocupación y la capacidad de consumo y servicios que puede conllevar. La clasificación de la SEE seguía el enfoque de Golthorpe que según Wright no serviría para identificar posiciones de clase reales. Las experiencias con la propuesta por Wright han mostrado resultados prometedores, no solo en la descripción ajustada de las desigualdades sino que además permitiría profundizar en las relaciones causales que subyacen a las desigualdades observadas (Muntaner et al., 2009).

En cuanto al poder explicativo del nivel educativo en España, se ha apuntado que en el grupo de edad que estamos analizando hay una estrecha relación entre nivel educativo y nivel salarial, de forma que aquel tiene más valor económico que el suministrado por las habilidades profesionales. Otro aspecto es el peso que tiene el nivel educativo para reflejar las condiciones de vida en la infancia, que sí tiene que ver con la clase social de los padres. En este sentido Regidor (2005) señala que según la Encuesta de Movilidad Social de 1991 el 45% de los hijos de profesionales y directivos habían finalizado estudios universitarios y solo el 4% de hijos de los trabajadores manuales. Estas circunstancias seguramente hayan cambiado en la actualidad, especialmente en las personas más jóvenes, donde es posible que la relación entre nivel de estudios y nivel de ingresos no esté tan correlacionada.

El marco teórico en que se sustentaría esta investigación también exige algún comentario. Hemos partido de un modelo para entender el proceso de la desigualdad en base al esquema de la Comisión de Determinantes Sociales de la Salud (CDSS), que fue una apuesta realmente innovadora por parte de la OMS, pero en estos momentos no puede presentar unos resultados incuestionables. Es cierto que en la agenda de los países se posicionó la desigualdad, o la equidad, como término que pretendía vertebrar las políticas sanitarias y también las no sanitarias que influyen en la salud de las poblaciones, y que países y agencias internacionales crearon instituciones para la vigilancia del problema y el establecimiento de políticas. En España también se creó un Comisión sobre los Determinantes Sociales, que incluso estableció un modelo de marco teórico y un modelo de propuesta de intervención a que ha sido desarrollado posteriormente (Comisión para

Reducir las Desigualdades Sociales en Salud en España, 2012). Pero, seguramente por efectos de la crisis o por las propias limitaciones del modelo, no parece que haya grandes avances globales, aunque sí proyectos de intervención e intervenciones concretas a nivel regional o local. Las críticas a los postulados de la CDSS han venido desde dos direcciones: las críticas provenientes de los representantes de los enfoques liberalizadores y las críticas desde los enfoques que sitúan el problema en un error sobre el propio concepto de determinantes. Esta última propuesta vendría encabezada por la escuela de Breilh, que hace una crítica al concepto de determinantes de la CDSS y propone su sustitución por el de "determinación social", la razón es que los determinantes sociales al convertirse en "factores" perderían la dimensión real de los procesos, que son sociales e históricos (Breilh, 2013). En todo caso, parece que, a pesar de su importancia, el modelo propuesto por la CDSS tendría sus limitaciones en la interpretación de las raíces de la desigualdad.

Con respecto a qué tipo de propuestas de acción se podrían derivar de los resultados, indicar que no es el objeto principal del trabajo, pero hay varios aspectos que deben tenerse presentes. Lo primero que debe señalarse es que las desigualdades tienen raíces profundas en la trama social y que no se resuelven con medidas parciales, lo que no quiere decir que no sean pertinentes algunas medidas para amortiguar sus efectos. No debe confundirse el valor del indicador de posición social utilizado con la propia desigualdad, los indicadores nos están hablando de situaciones vitales y de condiciones personales, familiares y del contexto que le van a hacer más o menos resistente a los agentes patogénicos.

De los resultados se infiere que existe un sector de la población caracterizado por bajo nivel educativo y baja posición económica que tienen mayor riesgo de mortalidad tanto general como por ciertas causas; otro tanto ocurre por la situación geográfica, los mapas generados muestran algunas diferencias por el lugar en que se vive, que traslucen condiciones del entorno y tal vez de los servicios sanitarios que se prestan. La condición de desempleado se ha mostrado como un determinante importante para el fallecimiento por cualquier causa. Ante esta situación es posible que haya medidas específicas para evitar los efectos de las desigualdades. Por ejemplo, una mejor preparación de los servicios en zonas rurales para mejorar la atención a las urgencias cardiológicas o accidentes de tráfico, pero carece de sentido que haya un dispositivo para atender a las personas desempleadas (aunque sí pueden existir protocolos específicos de atención y apoyo desde el sistema sanitario). En el orden preventivo algunos autores se inclinan por enfoques dirigidos a grupos de alto riesgo para la ECV, frente a un enfoque poblacional (Capewell & Graham, 2010), pero una vez comentados los casos más particulares la opción desde el sistema de sanitario no es otro que su fortalecimiento y extensión universal (Asaria et al., 2016).

VII. CONCLUSIONES

- 1) La mortalidad por todas las causas en Asturias presenta un incremento del riesgo de fallecimiento asociado a las posiciones más desfavorecidas, tanto por nivel educativo como por la clase social ocupacional o la situación de desempleo. En los hombres se aprecia un gradiente inverso por nivel educativo y niveles de riesgo relativamente elevados en las clases ocupacionales inferiores con respecto a la clase social I, presentando unos resultados de niveles de sobremortalidad en esos grupos algo superiores a los de regiones similares. En las mujeres no se aprecia el gradiente educativo inverso, y la relación entre clase social y mortalidad diferencial es menos evidente.
- 2) La mortalidad por las causas seleccionadas presenta un patrón similar al que se encuentra en las regiones del Sur de Europa, pero con niveles de riesgo más elevados en el caso de los hombres. En éstos existe un efecto importante de la posición socioeconómica para algunas causas, como es el caso de VIH/Sida, diabetes, enfermedades crónicas respiratorias de vías bajas, cirrosis, suicidio y accidentes de tráfico, entre los tumores destacan los de esófago, estómago, recto, laringe y pulmón. En las mujeres se encontró relación entre la posición socioeconómica más baja y mayor riesgo de muerte por cirrosis, enfermedad isquémica del corazón y enfermedades cerebrovasculares; pero en general con patrones de bajo nivel de desigualdad con los instrumentos de clasificación que empleamos.
- 3) El desempleo se muestra como un factor de riesgo de primer orden, tanto para mortalidad general como para la mayoría de las causas estudiadas. La comparación con otra comunidad autónoma de gran peso demográfico permite señalar que los riesgos de encontrarse en paro tienen más impacto en Asturias, que el sobriesgo de muerte no decae con el tiempo y que el riesgo añadido en hombres multiplica por dos el riesgo de una persona ocupada.
- 4) Los patrones geográficos de la mortalidad por todas las causas presentan una imagen anodina, destacando una ligera sobremortalidad en hombres en las cuencas

mineras y zonas próximas, y en mujeres en algunas zonas de la comarca de Avilés y del municipio de Gijón. En general las ciudades asturianas presentan riesgos bajos.

- 5) En los mapas por causas de muerte, destaca en los hombres la intensa localización de sobremortalidad por cáncer de laringe, EPOC y por cirrosis en las cuencas mineras. El cáncer de pulmón presenta algunas zonas de alta concentración, entre las que destaca la comarca de Avilés. Se ha encontrado un exceso de riesgo en hombres para la muerte por suicidio en el occidente asturiano y por accidentes de tráfico en la zona occidental costera. En las mujeres se encuentra una agrupación de exceso de mortalidad para cirrosis en las cuencas mineras y de enfermedades respiratorias crónicas de vías bajas en el Suroccidente.
- 6) En Asturias existen desigualdades sociales frente a la muerte, y en el caso de los hombres con niveles superiores a los de regiones de nuestro entorno, especialmente relacionadas con las condiciones ambientales y el consumo de tabaco y alcohol, siendo estos últimos elementos sustanciadores de los determinantes sociales sobre las conductas individuales.

VIII. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Abel, T. (2008). Cultural capital and social inequality in health. *J Epidemiol Community Health*, 62(7), e13. doi:10.1136/jech.2007.066159.
- Acheson, D. (1998). *Independent Inquiry into Inequalities in Health Report*. London: The Stationery Office. Recuperado a partir de: https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/265503/ih.pdf
- Alderson, M. (1981). *International Mortality Statistics*. Londres: THE MACMILLAN PRESS LTD.
- Almeida, N. de, & Rouquaryol, M. Z. (2008). Modelos de salud-enfermedad. En *Introducción a la Epidemiología* (pp. 43-88). Buenos Aires: Lugar Editorial.
- Alonso, J., Pérez, P., Sáez, M., & Murillo, C. (1997). Validez de la ocupación como indicador de la clase social, según la clasificación del British Registrar General. *Gac Sanit (Barc)*, 11(5), 205-213.
- Alonso, Jordi, & Antó, J. M. (1988). Desigualdades de salud en Barcelona. *Gac Sanit (Barc)*, 2(4), 410-812.
- Antonovsky, A. (1967). Social class, life expectancy and overall mortality. *Milbank Mem Fund Q*, 45(2), 31-73.
- Arias, A., Rebagliato, M., Palumbo, M. A., Bellver, R., Ashton, J., Colomer, C., ... Alvarez-Dardet, C. (1993). Desigualdades en salud en Barcelona y Valencia. *Med Clin (Barc)*, 100(8), 281-287.
- Arredondo, A. (1992). Análisis y reflexión sobre modelos teóricos del proceso salud-enfermedad. *Cad Saúde Pública*, 8(3), 254-81.
- Asaria, M., Ali, S., Doran, T., Ferguson, B., Fleetcroft, R., Goddard, M., ... Cookson, R. (2016). How a universal health system reduces inequalities: lessons from England. *J Epidemiol Community Health*, 70(7), 637-643. doi: 10.1136/jech-2015-206742.
- Asplund, K. (2005). What MONICA told us about stroke. *The Lancet Neurology*, 4(1), 64-68. doi: 10.1016/S1474-4422(04)00967-6.
- Bambra, C. (2016). *Health divides - Where you live can kill you*. Bristol: Policy Press.
- Bambra, C., Pope, D., Swami, V., Stanistreet, D., Roskam, A., Kunst, A., & Scott-Samuel, A. (2009). Gender, health inequalities and welfare state regimes: a cross-national study of 13 European countries. *J Epidemiol Community Health*, 63(1), 38-44.
- Barceló, M. A., Saez, M., & Saurina, C. (2009). Spatial variability in mortality inequalities, socioeconomic deprivation, and air pollution in small areas of the Barcelona Metropolitan Region, Spain. *The Science of the Total Environment*, 407(21), 5501-5523. doi:10.1016/j.scitotenv.2009.07.028.

- Bartley, M., Carpenter, L., Dunnell, K., & Fitzpatrick, R. (1996). Measuring inequalities in health: an analysis of mortality patterns using two social classifications. *Sociology of Health & Illness*, 18(4), 455-475. doi: 10.1111/1467-9566.ep10939068.
- Behrens, T., Groß, I., Siemiatycki, J., Conway, D. I., Olsson, A., Stücker, I., ... Brüning, T. (2016). Occupational prestige, social mobility and the association with lung cancer in men. *BMC Cancer*, 16(1), 395. doi:10.1186/s12885-016-2432-9.
- Benach, J. (1995). Análisis bibliométrico de las desigualdades en salud en España (1980-1994). *Gac Sanit (Barc)*, 9(49), 251-264.
- Benach, J. (1997). La desigualdad social perjudica seriamente la salud. *Gac Sanit (Barc)*, 11(6), 255-258.
- Benach, J., & Muntaner, C. (2005). *Aprender a mirar la desigualdad. Cómo la desigualdad social daña nuestra salud*. Barcelona: El vejo topo.
- Benzeval, M., Judge, K., & Whitehead, M. (Eds.). (1995). *Tackling inequalities in health: An agenda for action*. King's Fund. Recuperado a partir de <http://opus.bath.ac.uk/16693/>
- Besag, F., York, J., & Mollié, A. (1991). Bayesian image restoration with two applications in spatial statistics. *Ann Inst Stat Math*, 43. doi:10.1007/BF00116466.
- Blane, D. (2003). Commentary: Explanations of the difference in mortality risk between different educational groups. *Int J Epidemiol*, 32(3), 355-356. doi: 10.1093/ije/dyg078.
- Bobak, M., & Marmot, M. (1996). East-West mortality divide and its potential explanations: proposed research agenda. *BMJ*, 312(7028), 421-425. doi:10.1136/bmj.312.7028.421.
- Bopp, M., Spoerri, A., Zwahlen, M., Gutzwiller, F., Paccaud, F., Braun-Fahrlander, C., ... Egger, M. (2009). Cohort Profile: The Swiss National Cohort-a longitudinal study of 6.8 million people. *Int J Epidemiol*, 38(2), 379-384. <https://doi.org/10.1093/ije/dyn042>.
- Borrell, C., García-Calvente, M., & Martí-Boscà, J. (2004). Informe de la Sociedad Española de Salud Pública y Administración Sanitaria (SESPAS) 2004: La salud pública desde la perspectiva de género y clase social. *Gac Sani (Barc)*, (18 Suppl 1).
- Borrell, C., Plasència, A., Huisman, M., Costa, G., Kunst, A., Andersen, O., ... Mackenbach, J. P. (2005). Education level inequalities and transportation injury mortality in the middle aged and elderly in European settings. *Injury Prevention*, 11(3), 138-142.
- Borrell, C., Muntaner, C., Benach, J., & Artazcoz, L. (2004). 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*, 58(10), 1869-1887. doi: 10.1016/S0277-9536(03)00408-8.
- Breilh, J. (2013). La determinación social de la salud como nueva herramienta de transformación hacia una nueva salud pública. *Rev Fac Nac Salud Pública*, 31(Supl 1): S13-S27.

- Breslow, N., & Day, N. (1987). *Statistical Methods in Cancer Research. Vol II The design and analysis of Cohort Studies* (Vol. II). Lyon: IARC.
- Brunner, E. (2001). Commentary: Education, education, education. *Int J Epidemiol*, 30(5), 1126-1128. doi:10.1093/ije/30.5.1126.
- Caballero-Güeto, J., Caballero-Güeto, F. J., Martínez, U., A, M., Gonzalez-Cocina, E., Carballo, M. L., & Ruiz-Ramos, M. (2013). Tendencia de la mortalidad por enfermedades cardiovasculares en Andalucía y España entre 1990 y 2010. *CardiCore*, 48(1), 31-37.
- Cabanes, A., Perez-Gómez, B., Aragonés, N., Pollán, M., & López-Abente, G. (2009). *Situación del cáncer en España. 1975-2006*. Madrid: Instituto de Salud Carlos III.
- Capewell, S., Graham, H. (2010). Will Cardiovascular Disease Prevention Widen Health Inequalities? *PLOS Medicine*, 7(8). doi:10.1371/journal.pmed.1000320.
- Carr-Hill, R. (1994). Efficiency and equity implications of the health care reforms. *Soc Sci Med*, 39. doi:10.1016/0277-9536(94)90351-4.
- Cassel, J. (1976). The contribution of the social environment to host resistance: the fourth wade hampton frost lecture. *Am J Epidemiol*, 104(2), 107-123.
- CES. (2008). *Situación Económica y Social en Asturias 2007* (Situación Económica y Social en Asturias No. 7). Oviedo: Consejo Económico y Social del Principado de Asturias.
- CES. (2009). *Situación Económica y Social en Asturias 2008* (Situación Económica y Social en Asturias No. 8). Oviedo: Consejo Económico y Social del Principado de Asturias.
- Chandola, T. (2000). Social class differences in mortality using the new UK National Statistics Socio-Economic Classification. *Soc Sci Med* (1982), 50(5), 641-649.
- Chandola, T., Bartley, M., Wiggins, R., & Schofield, P. (2003). Social inequalities in health by individual and household measures of social position in a cohort of healthy people. *J Epidemiol Community Health*, 57(1), 56-62.
- Cirera, L., Huerta, J. M., Chirlaque, M. D., Molina-Montes, E., Alzibar, J. M., Ardanaz, E., ... Navarro, C. (2016). Life-course social position, obesity and diabetes risk in the EPIC-Spain Cohort. *Eur J Public Health*, 26(3), 439-445. doi:10.1093/eurpub/ckv218.
- Cirera, L., & Vazquez, E. (Eds.). (1998). *La implantación en España de la Clasificación Internacional de Enfermedades 10ª Revisión*. Santiago de Compostela: Sociedad Española de Epidemiología.
- Clemens, T., Popham, F., & Boyle, P. (2015). What is the effect of unemployment on all-cause mortality? A cohort study using propensity score matching. *Eur J Public Health*, 25(1), 115-121. doi: 10.1093/eurpub/cku136.
- Cobo Plana, J. A. (2002). *Certificado médico de defunción. Manual de cumplimentación*. Barcelona: MASSON, S.A.
- Coleman, (James Simero). (1990). *Foundations of social theory*. Cambridge Mass: Harvard University Press.

- Comisión para Reducir las Desigualdades Sociales en Salud en España. (2012). Propuesta de políticas e intervenciones para reducir las desigualdades sociales en salud en España. *Gac Sanit (Barc)*, 26(2), 182-189. doi:10.1016/j.gaceta.2011.07.024.
- Consellería de Sanidade, Xunta de Galicia, España; Organización Panamericana de la Salud (OPS-OMS); Universidad CES, Colombia. (2016). EPIDAT [Software] (Versión 4.1) Recuperado de <http://www.sergas.es/Saude-publica/EPIDAT-4-2>
- Consejería de Servicios Sociales, Principado de Asturias. (1999). *Libro blanco del cáncer en Asturias*. Oviedo: Consejería de Servicios Sociales.
- Corrao, G., Bagnardi, V., Zambon, A., & La Vecchia, C. (2004). A meta-analysis of alcohol consumption and the risk of 15 diseases. *Prev Med*, 38(5), 613-619.
- CSDH. (2008). *Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. Final Report of the Commission on Social Determinants of Health. Commission on Social Determinants of Health*. Geneva: World Health Organization. Recuperado de: http://www.who.int/social_determinants/thecommission/finalreport/en/.
- Dahlgren, G., & Whitehead, M. (1992). *Policies and strategies to promote equity in health*. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe. Recuperado a partir de [http://whqlibdoc.who.int/euro/-1993/EUR_ICP_RPD414\(2\).pdf](http://whqlibdoc.who.int/euro/-1993/EUR_ICP_RPD414(2).pdf)
- Davey, S., Hart, C., Hole, D., MacKinnon, P., Gillis, C., Watt, G., ... Hawthorne, V. (1998). Education and occupational social class: which is the more important indicator of mortality risk? *J Epidemiol Community Health*, 52(3), 153-160.
- Dirección de Planificación y Ordenación Sanitaria. Departamento de Sanidad del Gobierno Vasco. (2005). *Desigualdades sociales en la mortalidad: Mortalidad y posición socioeconómica en la CAPV, 1996-2001*. Vitoria: Servicio Central de publicaciones del Gobierno Vasco.
- Domingo, A., & Marcos, J. (1989). Propuesta de un indicador de la «clase social» basado en la ocupación. *Gac Sanit (Barc)*, 3(10), 320-326. doi:10.1016/S0213-9111(89)70948-1
- Domingo-Salvany, A., Bacigalupe, A., Carrasco, J. M., Espelt, A., Ferrando, J., & Borrell, C. (2013). Propuestas de clase social neoweberiana y neomarxista a partir de la Clasificación Nacional de Ocupaciones 2011. *Gac Sanit (Barc)*, 27(3), 263-272. doi:10.1016/j.gaceta.2012.12.009.
- Doorslaer, E., Wagstaff, A., der Burg, H., Christiansen, T., Graeve, D., & Duchesne, I. (2000). Equity in the delivery of health care in Europe and the US. *Journal of Health Economics*, 19. doi:10.1016/S0167-6296(00)00050-3.
- Doyal, L. (2001). Sex, gender, and health: the need for a new approach. *BMJ*, 323(7320), 1061-1063. doi:10.1136/bmj.323.7320.1061.
- Ecob, R., & Davey Smith, G. (1999). Income and health: what is the nature of the relationship? *Soc Sci Med*, 48(5), 693-705. doi: 10.1016/S0277-9536(98)00385-2.

- Elola, J. (2010). *El futuro del sistema sanitario público del Principado de Asturias*. (Colección de estudios No. 6). Oviedo: Consejo Económico y Social del Principado de Asturias. Recuperado de: http://www.cesasturias.es/ficha_publicacion.php?idPublicacion=125
- Engels, F. (1979). *La situación de la clase obrera en Inglaterra*. Gijón: JUCAR.
- Erikson, R. (2000). Health geography: style and paradigm. *Soc Sci Med*, 50, 457-458. doi:10.1016/S0277-9536(99)00235-X.
- Erikson, R. (2003). Why do graduates live longer? En J. Jonsson & C. Mills (Eds.), *Cradle to Grave: life course in modern Sweden*. London: Sociologypress.
- Espelt, A., Kunst, A. E., Palència, L., Gnavi, R., & Borrell, C. (2012). Twenty years of socio-economic inequalities in type 2 diabetes mellitus prevalence in Spain, 1987-2006. *Eur J Public Health*, 22(6), 765-771. doi.org/10.1093/eurpub/ckr158
- Evans, R. G., & Stoddart, G. (1996). Producir salud, consumir asistencia sanitaria. En *¿Por qué alguna gente está sana y otra no?* Madrid: DIAZ DE SANTOS.
- Evans, T., Whitehead, M., & Diderichsen, F. (Eds.). (2001). The Social Basis of disparities in Health. En *Challenging Inequities in Health: From Ethics to Action* (pp. 12-23). New York: Oxford University Press.
- Evans, T., Whitehead, M., Diderichsen, F., Bhuiya, A., & Wirth, M. (Eds.). (2002). *Desafío a la falta de equidad en la salud: de la ética a la acción*. Washington, DC: Organización Panamericana de la Salud.
- Feito, R. (1995). *Estructura social contemporánea: Las clases sociales en los países industrializados*. Madrid: siglo XXI.
- Feja, C., Alcalá, T., Tomás, J., Rabaneque, M., Saez, M., Marcos-Gragera, R., & Martos, R. (2010). Desigualdades geográficas en mortalidad e incidencia por cáncer de laringe en varones: factores socioeconómicos y ambientales. *Rev Esp Salud Pública*, 84(6), 745-756.
- Fernández, A. (2007). *Población, administración y territorio en Asturias*. (Colección de estudios No. 6). Oviedo: Consejo Económico y Social del Principado de Asturias. Recuperado de http://www.cesasturias.es/ficha_publicacion.php?idPublicacion=125
- Foucault, M. (2007). *El nacimiento de la clínica: una arqueología de la mirada médica*. Barcelona: Siglo XXI.
- Frenk, J., Bobadilla, J. L., Stern, C., Frejka, T., & Lozano, R. (1991). Elements for a theory of the health transition. *Health Transition Review*, 1(1), 21-38.
- Fundación BBVA, & Ivie. (2008). *La población de Asturias* (Cuadernos de población: Núm. 9). Valencia: Fundación BBVA & Instituto Ivie. Recuperado a partir de <http://www.fbbva.es/TLFU/tlfu/esp/publicaciones/cuadernos/fichacuaderno/index.jsp?codigo=345>.

- Galobardes, B., Shaw, M., Lawlor, D. A., Lynch, J. W., & Smith, G. D. (2006). Indicators of socioeconomic position (part 1). *J Epidemiol Community Health*, 60(1), 7-12. doi:10.1136/jech.2004.023531.
- Geyer, S., Hemström, Ö., Peter, R., & Vågerö, D. (2006). Education, income, and occupational class cannot be used interchangeably in social epidemiology. Empirical evidence against a common practice. *J Epidemiol Community Health*, 60(9), 804-810. doi:10.1136/jech.2005.041319.
- Gispert, R., Ramos, M. R., Barés, M. de A., Fernández, F. V., & Clot-Razquin, G. (2007). Diferencias en la esperanza de vida libre de discapacidad por sexo y Comunidades Autónomas en España. *Rev Esp Salud Pública*, 81(2), 155-165.
- González, J. J. (1992). *Clases sociales: estudio comparativo de España y la Comunidad de Madrid 1991: informe de base* (Estudios y análisis). Madrid: Consejería de Economía, Departamento de Estadística. Comunidad de Madrid.
- González, J. J., & Requena, M. (2008). *Tres décadas de cambio social en España* (2ª ed.). Madrid: Alianza Editorial.
- Graham, H. (2004). Social determinants and their unequal distribution: clarifying policy understandings. *Milbank Q.*, 82(1), 101-124.
- Graham, H., & Kelly, M. (2004). *Briefing paper Health inequalities: concepts, frameworks and policy* (Key papers). London: Health Development Agency. National Health Service. Recuperado a partir de: http://www.webarchive.org.uk/wayback/archive/20090331175445/https://www.nice.org.uk/niceMedia/pdf/health_inequalities_policy_graham.pdf
- Grupo de Trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología. (1995). *La Medición de la Clase Social en Ciencias de la Salud*. Barcelona: SG Editores.
- Grupo de trabajo de la Sociedad Española de Epidemiología y de la Sociedad Española de Medicina de Familia y Comunitaria. (2000). Una propuesta de medida de la clase social. *Atención Primaria*, 25(5), 350-363. doi: 10.1016/S0212-6567(00)78518-0.
- Hernández, M. (2010). *El envejecimiento de la población en Asturias. Consecuencias económicas e impacto sobre el gasto público* (Colección de Estudios No. 11). Oviedo: Consejo Económico y Social del Principado de Asturias. Recuperado a partir de http://www.cesasturias.es/download_publicacion.php?idPublicacion=287&campo=pdf
- Higgerson, J., Pope, D., Birt, C., Ameijden, E. van, & Verma, A. (2015). Collecting urban health indicators from routinely available sources: development and piloting of a tool for the collection of existing data for EURO-URHIS 2. *Eur J Public Health*, doi:10.1093/eurpub/ckv113.
- Holterman, S. (1975). Areas of urban deprivation in Great Britain: an analysis of 1971 Census Data. *Social Trends*, 6, 33-47.

- INE. (2014). *INEbase/Nivel y condiciones de vida/Encuesta de condiciones de vida. Base 2004/Riesgo de pobreza/ Tasa de riesgo de pobreza por CCAA* (INEbase). Madrid: Instituto Nacional de Estadística. Recuperado (17/06/2015) a partir de: <http://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=9963&L=0>
- Jong-Wook, L. (2004). Address by the Director-General to the fifty-seventh World Health Assembly: Geneva, Tuesday, 18 May 2004. World Health Organization. Recuperado (20/01/2016) a partir de <http://www.who.int/iris/handle/10665/20078>
- Jong-wook, L. (2005). Public health is a social issue. *The Lancet*, 365(9464), 1005-1006. doi:10.1016/S0140-6736(05)71115-6.
- Kawachi, I., Kennedy, B. P., Lochner, K., & Prothrow-Stith, D. (1997). Social capital, income inequality, and mortality. *Am J Public Health*, 87,1491-1498. doi:10.2105/AJPH.87.9.1491.
- Krieger, N. (2001). Theories for social epidemiology in the 21st century: an ecosocial perspective. *Int J Epidemiol*, 30(4), 668-677. doi:10.1093/ije/30.4.668.
- Krieger, N., Williams, D. R., & Moss, N. E. (1997). Measuring Social Class in US Public Health Research: Concepts, Methodologies, and Guidelines. *Annu Rev Public Health*, 18, 341-378.
- Krieger, N. (2002). Glosario de epidemiología social. *Rev Panam Salud Publica*, 11(5/6), 480-490.
- Krieger, N. (2005). Embodiment: a conceptual glossary for epidemiology. *J Epidemiol Community Health*, 59(5), 350-355. doi:10.1136/jech.2004.024562.
- Kuh, D., Pierce, M., Adams, J., Deanfield, J., Ekelund, U., Friberg, P., ... Hardy, R. (2011). Cohort Profile: Updating the cohort profile for the MRC National Survey of Health and Development: a new clinic-based data collection for ageing research. *Int J Epidemiol*, 40(1), e1-e9. doi:10.1093/ije/dyq231.
- Kulhánová, I., Bacigalupe, A., Eikemo, T. A., Borrell, C., Regidor, E., Esnaola, S., ... Eurothine consortium. (2014). Why does Spain have smaller inequalities in mortality? An exploration of potential explanations. *Eur J Public Health*, 24(3), 370-377. doi:10.1093/eurpub/cku006.
- Kunst, A. E., & Mackenbach, J. P. (1994). The size of mortality differences associated with educational level in nine industrialized countries. *Am J Public Health*, 84(6), 932-937.
- Leavell, H., & Clark, E. G. (1953). *Epidemiology and Multicausal. Textbook of Preventive Medicine*. New York: McGraw Hill.
- Lenski, G. E. (1993). Poder y privilegio: teoría de la estratificación social (pp. 18-38). Buenos Aires: Paidós.
- Liberatos, P., Link, B. G., & Kelsey, J. L. (1988). The measurement of social class in epidemiology. *Epidemiol Rev*, 10(1), 80-121.

- Lopez-Abente, G., Pollán, M., Escolar, A., Errezola, M., & Abrarira, V. (2001). *Atlas de la mortalidad por cáncer y otras causas en España, 1978-1992*. Madrid: Instituto de Salud Carlos III.
- Lostao, L., Regidor, E., Aïach, P., & Domínguez, V. (2001). Social inequalities in ischaemic heart and cerebrovascular disease mortality in men: Spain and France, 1980-1982 and 1988–1990. *Soc Sci Med*, 52(12), 1879-1887. doi:10.1016/S0277-9536(00)00304-X.
- Lynch, J., Due, P., Muntaner, C., & Smith, G. D. (2000). Social capital-Is it a good investment strategy for public health? *J Epidemiol Community Health*, 54(6), 404-408. doi: 10.1136/jech.54.6.404.
- Mac Mahon, B., & Pugh, T. (1981). *Principios y Métodos de Epidemiología (2ª)*. México D.F.: Prensa Médica Mexicana.
- Macinko, J. A., & Starfield, B. (2002). Annotated Bibliography on Equity in Health, 1980-2001. *International Journal for Equity in Health*, 1,1. <https://doi.org/10.1186/1475-9276-1-1>.
- Macinko, J., & Starfield, B. (2001). The Utility of Social Capital in Research on Health Determinants. *Milbank Q*, 79(3), 387-427. doi:10.1111/1468-0009.00213.
- Macintyre, S. (1997). The Black Report and beyond: what are the issues? *Soc Sci Med (1982)*, 44(6), 723-745. doi:10.1016/S0277-9536(96)00183-9.
- Mackenbach, J. P. (2006). *Health Inequalities: Europe in profile*. London: Department of Health. Recuperado a partir de http://ec.europa.eu/health/ph_determinants/socio_economics/documents/ev_060302_rd06_en.pdf.
- Mackenbach, J. P., Kulhánová, I., Artnik, B., Bopp, M., Borrell, C., Clemens, T., ... Gelder, R. de. (2016). Changes in mortality inequalities over two decades: register based study of European countries. *BMJ*, 353, i1732. doi:1136/bmj.i1732.
- Mackenbach, J. P., Kulhánová, I., Menvielle, G., Bopp, M., Borrell, C., Costa, G., ... for the Eurothine and EURO-GBD-SE consortiums. (2015). Trends in inequalities in premature mortality: a study of 3.2 million deaths in 13 European countries. *J Epidemiol Community Health*, 69(3), 207-217. doi:10.1136/jech-2014-204319.
- Mackenbach, J. P., & Kunst, A. E. (1997). Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Soc Sci Med*, 44(6), 757-771. doi: 10.1016/S0277-9536(96)00073-1.
- Mackenbach, J. P., Mheen, H. van de, & Stronks, K. (1994). A prospective cohort study investigating the explanation of socio-economic inequalities in health in the Netherlands. *Soc Sci Med*, 38(2), 299-308. doi:10.1016/0277-9536(94)90399-9.
- Mackenbach, J. P., Stirbu, I., Roskam, A. R., Schaap, M. M., Menvielle, G., Leinsalu, M., & Kunst, A. E. (2008). Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *N Engl J Med*, 358(23), 2468-2481. doi:10.1056/NEJMsa0707519.

- Mackenbach, J. P. (1994). Socioeconomic inequalities in health in the Netherlands: impact of a five year research programme. *BMJ*, 309(6967), 1487-1491. doi:10.1136/bmj.309.6967.1487.
- Margolles, M. (2002). *Encuesta de Salud para Asturias, 2002*. Oviedo: Consejería de Salud y Servicios Sanitarios. Recuperado (26/05/2016) a partir de: https://www.asturias.es/Astursalud/Ficheros/AS_Salud%20Publica/As_Vigilancia/Encuesta%20de%20Salud/ESA%202002/ESA_%202002-Informe.pdf
- Marí-Dell'Olmo, M., Gotsens, M., Palència, L., Rodríguez-Sanz, M., Martínez-Beneito, M., Ballesta, M., ... Borrell, C. (2016). Trends in socioeconomic inequalities in mortality in small areas of 33 Spanish cities. *BMC Public Health*, 16, 663. doi:10.1186/s12889-016-3190-y.
- Mariscal, M., Llorca, J., Prieto-Salceda, D., Palma, S., & Delgado-Rodríguez, M. (2003). Determinants of the interval between diagnosis and treatment in patients with digestive tract cancer. *Oncology Reports*. doi:10.3892/or.10.2.463.
- Marmot, M. (2004). *Status syndrome. How Your Social Standing Directly Affects Your Health*. London: Bloomsbury Publishing.
- Marmot, M. (2007). Achieving health equity: from root causes to fair outcomes. *The Lancet*, 370(9593), 1153-1163. doi:10.1016/S0140-6736(07)61385-3.
- Marmot, M., Rose, G., Shipley, M., & Hamilton, P. J. (1978). Employment grade and coronary heart disease in British civil servants. *J Epidemiol Community Health*, 32(4), 244-249. doi.org/10.1136/jech.32.4.244.
- Marmot, M., Shipley, M. J., & Rose, G. (1984). Inequalities in death-specific explanations of a general pattern? *The Lancet*, 323(8384), 1003-1006. doi: 10.1016/S0140-6736(84)92337-7.
- Marmot, M., Stansfeld, S., Patel, C., North, F., Head, J., White, I., ... Smith, G. D. (1991). Health inequalities among British civil servants: the Whitehall II study. *The Lancet*, 337(8754), 1387-1393. doi:10.1016/0140-6736(91)93068-K.
- Marmot, M., Ryff, C. D., Bumpass, L. L., Shipley, M., & Marks, N. F. (1997). Social inequalities in health: Next questions and converging evidence. *Health Inequalities in Modern Societies and Beyond*, 44(6), 901-910.
- Martikainen, P., Maki, N., & Jantti, M. (2007). The Effects of Unemployment on Mortality following Workplace Downsizing and Workplace Closure: A Register-based Follow-up Study of Finnish Men and Women during Economic Boom and Recession. *Am J Epidemiol*, 165(9), 1070-1075. doi:10.1093/aje/kwm057.
- Martínez, C., Regidor, E., Sánchez, E., Pascual, C., & de la Fuente, L. (2009). Heterogeneity by age in educational inequalities in cause-specific mortality in women in the Region of Madrid. *J Epidemiol Community Health*, 63(10), 832-838. doi:10.1136/jech.2008.080986.

- Mc Lean, J., Maxwell, M., Platt, S., Harris, F., & Jepson, R. (2008). *Risk and protective factors for suicide and suicidal behaviour: a literature review*. Edinburgh: Scottish Government Social Research.
- McCord, C., & Freeman, H. P. (1990). Excess Mortality in Harlem. *N Eng J Med*, 322(3), 173-177. doi:10.1056/NEJM199001183220306.
- Mckeown, T., & Lowe, C. R. (1984). *Introducción a la Medicina Social* (2ª ed.). Mexico: Siglo XXI.
- Mills, A., & Gilson, L. (1988). *Health economics for developing countries: a survival kit*. London School of Hygiene and Tropical Medicine.
- Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad. (2012). *Estrategia en Diabetes del Sistema Nacional de Salud. Actualización*. Madrid: Ministerio de Sanidad Servicios Sociales e Igualdad.
- Ministerio de Sanidad y Consumo. (1989). *Atlas de mortalidad evitable en España*. Madrid: Secretaría General Técnica, Ministerio de Sanidad y Consumo.
- Ministerio de Sanidad y Política Social. (2010). *Hacia la equidad en salud: monitorización de los determinantes sociales de la salud y reducción de las desigualdades en salud* (No. Informe independiente de expertos comisionado por la Presidencia Española de la UE).
- Ministerio de Sanidad y Política Social. Comisión para reducir las desigualdades sociales en salud en España. (2015). *Avanzando hacia la equidad Propuesta de Políticas e Intervenciones para reducir las desigualdades sociales en salud en España* (INFORMES, ESTUDIOS E INVESTIGACIÓN 2015). Madrid.
- Miqueleiz, E., Cea, L., Santos, J. M., Albaladejo, R., Villanueva, R., & Regidor, E. (2015). 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 Pública*, 89(6), 563-573.
- Miqueléz, E., Lostao, L., Reques, L., Santos, J. M., Calle, M., & Regidor, E. (2015). 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 Pública*, 89(3), 295-306.
- Morris, J. N. (1979). Social inequalities undiminished. *The Lancet*, 313(8107), 87-90. doi:10.1016/S0140-6736(79)90073-4.
- Moser, K. A., Goldblatt, P. O., Fox, A. J., & Jones, D. R. (1987). Unemployment and mortality: comparison of the 1971 and 1981 longitudinal study census samples. *BMJ*, 294(6564), 86-90.
- Muntaner, C, Borrell, C., Solà, J., Mari-Dell'Olmo, M., Chung, H., Rodríguez-Sanz, M., ... Noh, S. (2009). Capitalists, managers, professionals and mortality: Findings from the Barcelona Social Class and All Cause Mortality Longitudinal Study. *Scandinavian Journal of Public Health*, 37(8), 826-838. doi:10.1177/1403494809346870.

- Muntaner, C, Eaton, W., Diala, C., Kessler, R., & Sorlie, P. (1998). Social class, assets, organizational control and the prevalence of common groups of psychiatric disorders. *Soc Sci Med*, 47, 2043-2053. doi:10.1016/S0277-9536(98)00309-8.
- Muntaner, Carles, Eaton, W. W., Miech, R., & O'Campo, P. (2004). Socioeconomic Position and Major Mental Disorders. *Epidemiol Rev*, 26(1), 53-62. doi:10.1093/epirev/mxh001.
- Muntaner, Carles, Lynch, J., & Oates, G. L. (1999). The Social Class Determinants of Income Inequality and Social Cohesion. *Int J Health Services*, 29(4), 699-732. doi:10.2190/HNC9-BEFF-7UWL-92Y2.
- Navarro, V, & Benach, J. (1996). Desigualdades sociales en salud en España. Informe de la Comisión Científica de estudios de las desigualdades sociales de salud en España. *Gac Sanit (Barc)*, 70, 505-636.
- Navarro, V. (2004). La protección social en España. En V. Navarro (coordinador), *El estado de bienestar en España* (pp. 29-81). Madrid: TECNOS.
- Neeleman, J. (2001). A continuum of premature death. Meta-analysis of competing mortality in the psychosocially vulnerable. *Int J Epidemiol*, 30(1), 154-162. doi:10.1093/ije/30.1.154.
- Oakes, J. M., & Jay, S. K. (Eds.). (2006). *Methods in social epidemiology*. San Francisco: JOSSEY-BASS.
- Observatorio de Salud del Principado de Asturias. (2017). Indicadores de Salud-Nivel de contaminación del aire. OBSA. Recuperado (16/03/2017) a partir de: <http://www.obsaludasturias.com/obsa/?indicador=nivel-de-contaminacion-del-aire&tipo=0&anio=2016>
- Office of Population Censues and Surveys. (1973). *Cohort Studies: New Developments* (Estudies on medical and Population No. 25). London: HMSO.
- Oortwijn, W., Nelissen, E., Adamini, S., van der Heuvel, S., Geuskens, G., & Burdof, L. (2011). *Social determinants state of the art reviews - Health of people of working age*. Luxembourg: European Commission Directorate General for Health and Consume. Recuperado (16/05/2014) a partir de: http://ec.europa.eu/health/sites/health/files/social_determinants/docs/final_full_ecorys_web.pdf
- Parsons, T. (1967). Un enfoque analítico de la teoría de la estratificación social. En *Ensayos de Teoría Sociológica* (pp. 62-78). Buenos Aires: Paidós.
- Pasarín, M. I., Borrell, C., Brugal, M. T., & Díaz-Quijano, E. (2004). Weighing social and economic determinants related to inequalities in mortality. *J Urban Health*. 81(3), 349-362. 10.1093/jurban/jth123.
- Pérez, M., Rodríguez, G., & Trujillo, M. (2004). *Pobreza y exclusión social en Asturias*. Córdoba: CSIC y Principado de Asturias.

- Piketty, T. (2014). El crecimiento del Estado Social en el Siglo XX. En *EL CAPITAL EN EL SIGLO XXI* (pp. 451-469). Madrid: FONDO DE CULTURA ECONÓMICA ESPAÑOLA.
- Principado de Asturias, BOPA. Ley del principado de Asturias 14/2005, de 28 de Octubre de 2005, de Salario Social Básico (2005).
- Proyecto MEDEA. (s. f.). MEDEA. Recuperado (24/10/2014), a partir de:
<http://www.proyectomedea.org/medea.html>
- Puigpinós, R., Borrell, C., Pasarín, M. I., Montellà, N., Pérez, G., Plasència, A., & Rué, M. (2000). Inequalities in mortality by social class in men in Barcelona, Spain. *Eur J Epidemiol*, 16(8), 751-756. doi:10.1023/A:1026706302783.
- R Core Team. (2016). *R: A language and environment for statistical computing*. R. Vienna (Austria): Foundation for Statistical Computing. Recuperado a partir de <https://www.R-project.org/>
- Ramazzini, B. (2012). *Tratado de las enfermedades de los artesanos. Traducción comentada de la obra «de morbis artificum diatriba»*. Madrid: Instituto Nacional de Seguridad e Higiene en el Trabajo.
- Rawls, J. (1999). *Justicia como equidad: Materiales para una teoría de la justicia*. Madrid: TECNOS.
- Regidor, E. (2001). 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 Pública*, 75(1), 13-22. doi:10.1590/S1135-57272001000100003.
- Regidor, E. (2003). Unusually strong association between education and mortality in young adults in a community with a high rate of injection-drug users. *Eur J Public Health*, 13(4), 334-339.
- Regidor, E., & Giutierrez-Fisac, J. (2011). *Patrones de mortalidad en España, 2008*. Madrid: Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad.
- Regidor, E., & González, J. (1989). Desigualdad social y mortalidad en España. *Rev Sanid Hig Publica*, 63, 107-116.
- Regidor, E, Ronda, E., Martínez, D., Calle, M. E., Navarro, P., & Domínguez, V. (2005). Occupational social class and mortality in a population of men economically active: the contribution of education and employment situation. *Eur J Epidemiol*, 20(6), 501-508.
- Regidor, E., Gutierrez-Fisac, J. L., & Rodriguez, C. (1994). *Diferencias y desigualdades en salud en España*. Madrid: Díaz de Santos.
- Regidor, Enrique, Vallejo, F., Reques, L., Cea, L., Miqueleiz, E., & Barrio, G. (2015). Area-level socioeconomic context, total mortality and cause-specific mortality in Spain: Heterogeneous findings depending on the level of geographic aggregation. *Soc Sci Med*, 141, 142-150. doi: 10.1016/j.socscimed.2015.07.030.

- Reques, L., Giráldez-García, C., Miqueleiz, E., Belza, M. J., & Regidor, E. (2014). 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*, 68(12), 1151-1160. doi: 10.1136/jech-2014-204186.
- Richardson, E. A., Pearce, J., Mitchell, R., Shortt, N. K., & Tunstall, H. (2014). Have regional inequalities in life expectancy widened within the European Union between 1991 and 2008? *Eur J Public Health*, 24(3), 357-363. doi:10.1093/eurpub/ckt084.
- Robles, E., García-Benavides, F., & Bernabeu-Mestre, J. (1996). La transición sanitaria en España desde 1990 a 1999. *Rev Esp Salud Pública*, 70, 211-233.
- Rocha, K., Muntaner, C., Gonzalez, M. J., Bernales, P., Vallebuona, C., Borrell, C., & Solar, O. (2013). Clase social, desigualdades en salud y conductas relacionadas con la salud de la población trabajadora en Chile. *Rev Panam Salud Pública*, 33(5), 340-348. doi:10.1590/S1020-49892013000500005.
- Rodríguez, V. (2011). Mortalidad por EPOC y desigualdades socioeconómicas en varones del municipio de Oviedo: resultados del estudio coordinado MEDEA II. *e-notas*, (4), 3-11. Recuperado de: <http://movil.asturias.es/portal/site/astursalud/menuitem.2d7ff2df00b62567dbdfb51020688a0c/?vgnextoid=212f78fdc568c210VgnVCM10000097030a0aRCRD>.
- Roelfs, D. J., Shor, E., Davidson, K. W., & Schwartz, J. E. (2011). Losing life and livelihood: a systematic review and meta-analysis of unemployment and all-cause mortality. *Soc Sci Med*, 72(6), 840-854. doi:10.1016/j.socscimed.2011.01.005.
- Rosen, G. (1984). Análisis histórico del concepto medicina social. En Lesky E (Ed.), *Medicina Social. Estudios y testimonios históricos*. Madrid: Ministerio de Sanidad.
- Ross, C. E., & Wu, C. (1995). The Links Between Education and Health. *American Sociological Review*, 60(5), 719. doi.org/10.2307/2096319.
- Ruhm, C. J. (2000). Are Recessions Good for Your Health? *Q J Econ*, 115(2), 617-650. doi:10.1162/003355300554872.
- SADEI (2009). *Población/Datos básicos/Principales indicadores demográficos por Comarcas/Año 2004* (Información estadística/Índice temático). SADEI. Recuperado a partir de <http://www.sadei.es/es/cargarAplicacionIndiceTematico.do?identificador=13754&esCuadro=false>
- SADEI (2013a). *Población/Movimientos migratorios/Emigraciones/Emigraciones de españoles con destino a otras CCAA según edad* (Información estadística/Índice temático). SADEI. Recuperado a partir de: <http://www.sadei.es/datos/indicetematico/cuadros/02/08/02/02080204Sa.xls>
- SADEI (2013b). *Población/Movimientos migratorios/Migraciones internas/Migraciones según lugar de procedencia y destino* (Información estadística/Índice temático). SADEI. Recuperado a partir de: <http://www.sadei.es/datos/indicetematico/cuadros/02/08/04/02080408Sa.xls>

- SADEI. (2013c). *Población/Movimientos migratorios/Migraciones y saldos migratorios/Evolución de los saldos migratorios según procedencia o destino*. (Información estadística/Índice temático). SADEI. Recuperado a partir de: <http://www.sadei.es/es/cargarAplicacionIndiceTematico.do?identificador=13754&esCuadro=false>
- Sémblar, C. (2006). *Estratificación social y clases sociales. Una revisión analítica de los sectores medios*. (Serie No. 125) (p. 76). Santiago de Chile: Naciones Unidas.
- Sen, A. (1995). Igualdad ¿de qué? En *Nuevo examen de la desigualdad* (pp. 25-43). Madrid: Alianza Editorial.
- Sen, A. (2002). ¿Por qué la equidad en salud? *Rev Panam Salud Publica*, 11(5/6), 302-9.
- Servicio de Salud Poblacional, Consejería de Salud y Servicios Sanitarios del Principado de Asturias. (2010). *Cáncer en Asturias 2001-2004*. Oviedo: Consejería de Salud y Servicios Sanitarios del Principado de Asturias.
- Shaw, M. (2004). Housing and Public Health. *Annu Rev Public Health*, 25, 397-418. doi: 10.1146/annurev.publhealth.25.101802.123036.
- Sigerist, H. E. (1998). Johan Peter Frank: un pionero de la salud pública. En *Hitos en la historia de la salud pública* (5a ed., pp. 66-84). Barcelona: Siglo XXI.
- Smith, G. D., Blane, D., & Bartley, M. (1994). Explanations for socio-economic differentials in mortality. *Eur J Public Health*, 4(2), 131-144. doi:10.1093/eurpub/4.2.131.
- Smith, G. D., & Harding, S. (1997). Is control at work the key to socioeconomic gradients in mortality? *The Lancet*, 350(9088), 1369-1370. doi:10.1016/S0140-6736(05)65141-0.
- Smith, G. D., & Morris, J. (1994). Increasing inequalities in the health of the nation. *BMJ*, 309(6967), 1453-1454. <https://doi.org/10.1136/bmj.309.6967.1453>.
- Solar, O., & Irwin, A. (2010). *A conceptual framework for action on the social determinants of health* (Discussion Papers Series on Social Determinants No. 2). Geneva: World Health Organization. Recuperado (20/10/12) a partir de: http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/44489/1/9789241500852_eng.pdf?ua=1&ua=1.
- Spagnolo, E. (1985). Técnicas del «record linkage». En *Estadísticas Vitales*. Granada: Sociedad española de Epidemiología.
- Standing, G. (2013). *El precariado*. Barcelona: Pasado & Presente.
- Starfield, B. (2001). Improving equity in health: A research agenda. *Int J Health Services*, 31. doi.org/10.2190/DGJ8-4MQW-UP9J-LQC1.
- Stevenson, T. H. C. (1923a). The Social Distribution of Mortality from Different Causes in England and Wales, 1910-12. *Biometrika*, 15(3/4), 382-400. doi:10.2307/2331872.
- Susser, M. (1991). *Conceptos y estrategias en epidemiología*. (A. Garst, Trad.). México D.F.: FONDO DE CULTURA ECONÓMICA. MÉXICO.

- Symons, M. J., & Moore, D. T. (2002). Hazard rate ratio and prospective epidemiological studies. *J Clin Epidemiol*, *55*(9), 893-899. doi:10.1016/S0895-4356(02)00443-2.
- The World Bank. (1990). *World Development Report 1990 - Poverty* (World Development Report) (p. 260). Washington, DC: The Bank of World. Recuperado a partir de <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/5973/WDR%201990%20-%20English.pdf?sequence=5&isAllowed=y>.
- Toch-Marquardt, M., Menvielle, G., Eikemo, T. A., Kulhánová, I., Kulik, M. C., Bopp, M., ... Consortium, for the Euro-GBD-SE. (2014). Occupational Class Inequalities in All-Cause and Cause-Specific Mortality among Middle-Aged Men in 14 European Populations during the Early 2000s. *PLOS ONE*, *9*(9), e108072. doi:10.1371/journal.pone.0108072.
- Torssander, J., & Erikson, R. (2010). Stratification and Mortality-A Comparison of Education, Class, Status, and Income. *European Sociological Review*, *26*(4), 465-474. doi:10.1093/esr/jcp034.
- Townsend, P., & Davison, N. (1982). *Inequalities in Health: The Black Report*. Harmondsworth: Pegin Books Ltd.
- Tuomilehto, J., Lindström, J., Eriksson, J. G., Valle, T. T., Hämäläinen, H., Ilanne-Parikka, P., ... Uusitupa, M. (2001). Prevention of Type 2 Diabetes Mellitus by Changes in Lifestyle among Subjects with Impaired Glucose Tolerance. *New Eng J Med*, *344*(18), 1343-1350. doi: 10.1056/NEJM200105033441801.
- Urbanos-Garrido, R. M., & Lopez-Valcarcel, B. G. (2015). The influence of the economic crisis on the association between unemployment and health: an empirical analysis for Spain. *Eur J Health Econ*, *16*(2), 175-184. <https://doi.org/10.1007/s10198-014-0563-y>.
- Van Hedel, K., Avendano, M., Berkman, L. F., Bopp, M., Deboosere, P., Lundberg, O., ... Mackenbach, J. P. (2015). The Contribution of National Disparities to International Differences in Mortality Between the United States and 7 European Countries. *Am J Public Health*, *105*(4), e112-e119. doi:10.2105/AJPH.2014.302344.
- Verbrugge, L. M. (1985). Gender and health: an update on hypotheses and evidence. *J Health Soc Behav*, *26*(3), 156-182.
- Vergara, M., Benach, J., Martínez, J. M., Buxó Pujolràs, M., & Yasui, Y. (2009). La mortalidad evitable y no evitable: distribución geográfica en áreas pequeñas de España (1990-2001). *Gac Sanit (Barc)*, *23*(1), 16-22. doi:10.1016/j.gaceta.2007.10.002.
- West, P. (1991). Rethinking the health selection explanation for health inequalities. *Soc Sci Med*, *32*(4), 373-384. doi:10.1016/0277-9536(91)90338-D.
- White, I. R., Blane, D., Morris, J. N., & Mourouga, P. (1999). Educational attainment, deprivation-affluence and self reported health in Britain: a cross sectional study. *J Epidemiol Community Health*, *53*(9), 535-541. doi:10.1136/jech.53.9.535.

- Whitehead, M. (1990). Conceptos y principios de igualdad y salud (traducción de la publicación de la Oficina para Europa de la Organización Mundial de la Salud de "The concepts and principles of equity and health"). Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo.
- Whitehead, M. (1992). The concepts and principles of equity and health. *Int Journal Health Serv*, 22, 429-455. doi.org/10.2190/986L-LHQ6-2VTE-YRRN.
- WHO: About the Global Burden of Disease (GBD) project. (2015). Recuperado (4/12/2016) a partir de: http://www.who.int/healthinfo/global_burden_disease/about/en/.
- Wilkinson, R. (1994). Divided we fall. *BMJ*, 308(6937), 1113-1114.
- Wilkinson, Richard, & Marmot, M. (Eds.). (2003). *Social determinants of health. The solid facts*. (2ª). Copenhagen: World Health Organization. Recuperado a partir de <http://www.euro.who.int/en/publications/abstracts/social-determinants-of-health.-the-solid-facts>
- Woodward, A., & Kawachi, I. (2000). Why reduce health inequalities? *J Epidemiol Community Health*, 54(12), 923-929. doi:10.1136/jech.54.12.923.
- World Health Organization (2015). Towards a monitoring framework with targets and indicators for the health goals of the post-2015 Sustainable Development Goals. World Health Organization. Recuperado a partir de http://www.who.int/healthinfo/indicators/hsi_indicators_sdg_targetindicators_draft.pdf?ua=1.
- Wright, E. O. (1993). Reflexionando, una vez más, sobre el concepto de estructura de clases. En *Teorías contemporáneas de las clases sociales* (pp. 17-125). Madrid: Editorial Pablo Iglesias.
- Wright, E. O. (2015). *Modelos de análisis de clases*. Madrid: Tirant Lo Blanch.

IX. ANEXOS

Anexo 1: Regresión de Cox según nivel educativo para cada causa

Se presentan las salidas de la Regresión de Cox

En la primera lista de cada causa se presenta:

El valor del coeficiente, el exponencial del coeficiente (RR), error estándar, valor z y la probabilidad asociada.

En la siguiente lista se muestran los siguientes valores:

RR Hom: Riesgo Relativo (exponencial del coeficiente) en hombres

LICHom: Límite inferior del RR en hombres

LISHom: Límite inferior del RR en hombres

RR Hom: Riesgo Relativo (exponencial del coeficiente) en mujeres

LICHom: Límite inferior del RR en mujeres

LISHom: Límite inferior del RR en mujeres

SIDA/VIH

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	1.9446	6.9911	0.8404	2.314	0.02067
educa.1ºGrd	2.1778	8.8269	0.7369	2.955	0.00312
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.6662	5.2919	0.7372	2.26	0.02382
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.3769	3.9627	0.7561	1.821	0.06858

n= 10501, number of events= 69

Likelihood ratio test= 17.1 on 4 df, p=0.00185

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom
educa.Anal/SinEst	6.991	1.346	36.300
educa.1ºGrd	8.827	2.082	37.420
educa.2ºGrd/1ºcicl	5.292	1.247	22.450
educa.2ºGrd/2ºcicl	3.963	0.900	17.440

CÁNCER DE ESTÓMAGO

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.8965	2.4511	0.3352	2.675	0.00748
educa.1ºGrd	0.7113	2.0366	0.3018	2.357	0.01842
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.4295	1.5365	0.3134	1.371	0.17052
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.3938	1.4827	0.3379	1.166	0.24373

n= 10501, number of events= 194

Likelihood ratio test= 10.67 on 4 df, p=0.03059

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.6273	1.8725	0.5440	1.153	0.249
educa.1ºGrd	0.2924	1.3397	0.5004	0.584	0.559
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.6535	1.9222	0.4851	1.347	0.178
educa.2ºGrd/2ºcicl	-0.4617	0.6302	0.6709	-0.688	0.491

n= 5016, number of events= 80

Likelihood ratio test= 7.5 on 4 df, p=0.1117

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	2.451	1.270	4.728	1.872	0.644	5.438
educa.1ºGrd	2.037	1.127	3.679	1.339	0.502	3.572
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.537	0.831	2.84	1.922	0.742	4.974
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.483	0.764	2.875	0.630	0.169	2.347

CÁNCER DE CÓLON

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	r(> z)
educa.Anal/SinEst	0.2182	1.2438	0.2619	0.833	0.405
educa.1°Grd	0.3286	1.389	0.2158	1.523	0.128
educa.2°Grd/1°cicl	0.2487	1.2823	0.2219	1.121	0.262
educa.2°Grd/2°cicl	0.3846	1.469	0.2353	1.635	0.102

Likelihood ratio test= 3.36 on 4 df, p=0.5002
n= 10501, number of events= 310

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.11945	1.12687	0.43919	0.272	0.7856
educa.1°Grd	-0.04079	0.96003	0.39436	-0.103	0.9176
educa.2°Grd/1°cicl	0.62657	1.87119	0.37951	1.651	0.0987
educa.2°Grd/2°cicl	0.27185	1.31239	0.44943	0.605	0.5453

n= 5016, number of events= 135
Likelihood ratio test= 11.38 on 4 df, p=0.02263

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	1.244	0.745	2.078	1.127	0.477	2.665
educa.1°Grd	1.389	0.910	2.120	0.960	0.443	2.080
educa.2°Grd/1°cicl	1.282	0.830	1.981	1.871	0.889	3.937
educa.2°Grd/2°cicl	1.469	0.926	2.330	1.312	0.544	3.167

CÁNCER DE RECTO

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	1.5124	4.5377	0.503	3.007	0.00264
educa.1°Grd	1.1921	3.2939	0.4726	2.522	0.01166
educa.2°Grd/1°cicl	0.8995	2.4585	0.4843	1.858	0.06323
educa.2°Grd/2°cicl	1.0034	2.7275	0.5029	1.995	0.04602

n= 10501, number of events= 119
Likelihood ratio test= 12.94 on 4 df, p=0.01158

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.001074	1.001074	0.50486	0.002	0.998
educa.1°Grd	-0.575198	0.562594	0.460598	-1.249	0.212
educa.2°Grd/1°cicl	-0.321074	0.72537	0.448983	-0.715	0.475
educa.2°Grd/2°cicl	-0.373144	0.688566	0.556458	-0.671	0.502

n= 5016, number of events= 60
Likelihood ratio test= 2.94 on 4 df, p=0.5682

	RR Hom	LCS Hom	RR Muj	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	4.538	1.693	12.163	1.001	0.372	2.693
educa.1°Grd	3.294	1.304	8.318	0.563	0.228	1.388
educa.2°Grd/1°cicl	2.458	0.952	6.351	0.725	0.301	1.749
educa.2°Grd/2°cicl	2.728	1.018	7.309	0.689	0.231	2.049

CÁNCER DE LARINGE

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	1.0053	2.7327	0.4051	2.481	0.01309
educa.1ºGrd	1.0637	2.897	0.3569	2.981	0.00288
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.758	2.134	0.3652	2.076	0.03793
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.4648	1.5916	0.3988	1.166	0.2438

n= 10501, number of events= 163

Likelihood ratio test= 14.71 on 4 df, p=0.005343

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom
educa.Anal/SinEst	2.733	1.235	6.046
educa.1ºGrd	2.897	1.439	5.831
educa.2ºGrd/1ºcicl	2.134	1.043	4.366
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.592	0.729	3.478

CÁNCER DE TRÁQUEA, BRONQUIOS Y PULMÓN

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.47729	1.6117	0.11668	4.091	4.30E-05
educa.1ºGrd	0.34248	1.40844	0.09964	3.437	0.000587
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.27339	1.31441	0.10133	2.698	0.006975
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.25717	1.29326	0.10938	2.351	0.018715

n= 10501, number of events= 1444

Likelihood ratio test= 18.89 on 4 df, p=0.0008259

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	-0.67896	0.50714	0.29006	-2.341	1.92E-02
educa.1ºGrd	-0.87559	0.41662	0.23086	-3.793	0.000149
educa.2ºGrd/1ºcicl	-0.30447	0.73751	0.20901	-1.457	0.145196
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.01595	1.01608	0.23268	0.069	0.945344

n= 5016, number of events= 227

Likelihood ratio test= 23.56 on 4 df, p=9.804e-05

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	1.612	1.282	2.026	0.507	0.287	0.895
educa.1ºGrd	1.408	1.159	1.712	0.417	0.265	0.655
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.314	1.078	1.603	0.738	0.490	1.111
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.293	1.044	1.602	1.016	0.644	1.603

CÁNCER DE MAMA FEMENINO

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	-0.23646	0.78942	0.21814	-1.084	2.78E-01
educa.1ºGrd	-0.21406	0.8073	0.17469	-1.225	0.22
educa.2ºGrd/1ºcicl	-0.04882	0.95235	0.16928	-0.288	0.773
educa.2ºGrd/2ºcicl	-0.13812	0.871	0.20224	-0.683	0.495

n= 5016, number of events= 422

Likelihood ratio test= 2.9 on 4 df, p=0.5743

	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	0.789	0.515	1.211
educa.1ºGrd	0.807	0.573	1.137
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.952	0.683	1.327
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.871	0.586	1.295

CÁNCER DE PRÓSTATA

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.4838	1.6221	0.4608	1.05	2.94E-01
educa.1ºGrd	0.5195	1.6811	0.4089	1.27	0.204
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.6504	1.9163	0.4173	1.559	0.119
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.4744	1.6071	0.4581	1.036	0.3

n= 10501, number of events= 113

Likelihood ratio test= 2.8 on 4 df, p=0.5919

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom
educa.Anal/SinEst	1.622	0.657	4.003
educa.1ºGrd	1.681	0.754	3.747
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.916	0.846	4.342
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.607	0.655	3.945

CÁNCER DE VEJIGA

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.085985	1.08979	0.352188	0.244	8.07E-01
educa.1ºGrd	0.122008	1.129763	0.287288	0.425	0.671
educa.2ºGrd/1ºcicl	-0.229817	0.794679	0.309602	-0.742	0.458
educa.2ºGrd/2ºcicl	-0.005545	0.994471	0.328968	-0.017	0.987

n= 10501, number of events= 139

Likelihood ratio test= 2.52 on 4 df, p=0.6405

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom
educa.Anal/SinEst	1.090	0.547	2.173
educa.1ºGrd	1.130	0.643	1.984
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.795	0.433	1.458
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.995	0.522	1.895

CÁNCER DE ESÓFAGO

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	1.0766	2.9345	0.321	3.354	7.97E-04
educa.1°Grd	0.9126	2.4909	0.2889	3.159	0.001585
educa.2°Grd/1°cicl	0.3424	1.4083	0.3053	1.122	0.262004
educa.2°Grd/2°cicl	0.355	1.4262	0.3258	1.09	0.275829

n= 10501, number of events= 215

Likelihood ratio test= 24.25 on 4 df, p=7.118e-05

	RR Hom	LCI Hom	LCS Hom
educa.Anal/SinEst	2.935	1.564	5.505
educa.1°Grd	2.491	1.414	4.388
educa.2°Grd/1°cicl	1.408	0.774	2.562
educa.2°Grd/2°cicl	1.426	0.753	2.701

CÁNCER DE RIÑÓN

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	-0.08804	0.91573	0.50831	-0.173	8.63E-01
educa.1°Grd	0.33026	1.39133	0.37793	0.874	0.382
educa.2°Grd/1°cicl	0.24307	1.27516	0.38494	0.631	0.528
educa.2°Grd/2°cicl	-0.05848	0.9432	0.44134	-0.133	0.895

n= 10501, number of events= 89

Likelihood ratio test= 2.4 on 4 df, p=0.6618

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom
educa.Anal/SinEst	0.916	0.338	2.480
educa.1°Grd	1.391	0.663	2.918
educa.2°Grd/1°cicl	1.275	0.600	2.712
educa.2°Grd/2°cicl	0.943	0.397	2.240

CÁNCER HEMATOLÓGICO

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.07949	1.08273	0.32389	0.245	8.06E-01
educa.1°Grd	0.20308	1.22517	0.26158	0.776	0.438
educa.2°Grd/1°cicl	0.17055	1.18595	0.26744	0.638	0.524
educa.2°Grd/2°cicl	0.31828	1.37475	0.28262	1.126	0.260

n= 10501, number of events= 198

Likelihood ratio test= 1.57 on 4 df, p=0.8141

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	-0.30295	0.73863	0.38277	-0.791	4.29E-01
educa.1°Grd	-0.01744	0.98271	0.32221	-0.054	0.957
educa.2°Grd/1°cicl	-0.32388	0.72334	0.33912	-0.955	0.340
educa.2°Grd/2°cicl	0.46449	1.5912	0.35364	1.313	0.189

Likelihood ratio test= 9.16 on 4 df, p=0.05721

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	1.083	0.574	2.043	0.739	0.349	1.564
educa.1°Grd	1.225	0.734	2.046	0.983	0.523	1.848
educa.2°Grd/1°cicl	1.186	0.702	2.003	0.723	0.372	1.406
educa.2°Grd/2°cicl	1.375	0.790	2.392	1.591	0.796	3.182

DIABETES MELLITUS

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.9835	2.6737	0.3986	2.467	1.36E-02
educa.1ºGrd	0.3362	1.3996	0.3748	0.897	0.3697
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.3416	1.4072	0.3801	0.899	0.3688
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.2176	1.243	0.417	0.522	0.6019

n= 10501, number of events= 115

Likelihood ratio test= 8.62 on 4 df, p=0.07146

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	1.1721	3.2288	0.7676	1.527	1.27E-01
educa.1ºGrd	0.8098	2.2470	0.7427	1.090	0.276
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.317	1.373	0.7713	0.411	0.681
educa.2ºGrd/2ºcicl	-0.9262	0.3961	1.2248	-0.756	0.450

n= 5016, number of events= 57

Likelihood ratio test= 10.02 on 4 df, p=0.04008

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	2.674	1.224	5.840	3.229	0.717	14.536
educa.1ºGrd	1.400	0.671	2.918	2.248	0.524	9.636
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.407	0.668	2.964	1.373	0.303	6.226
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.243	0.549	2.815	0.396	0.036	4.369

ENFERMEDAD ISQUÉMICA DEL CORAZÓN

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.4988	1.6467	0.1262	3.953	7.72E-05
educa.1ºGrd	0.380	1.4623	0.1071	3.547	0.00039
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.1837	1.2017	0.1101	1.669	0.09506
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.1917	1.2113	0.1183	1.621	0.10505

n= 10501, number of events= 1207

Likelihood ratio test= 23.32 on 4 df, p=0.0001094

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.816933	2.263547	0.350945	2.328	1.99E-02
educa.1ºGrd	0.508011	1.661982	0.330503	1.537	0.1243
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.003826	1.003834	0.345051	0.011	0.9912
educa.2ºGrd/2ºcicl	-0.244659	0.782971	0.42645	-0.574	0.5662

n= 5016, number of events= 191

Likelihood ratio test= 18.54 on 4 df, p=0.0009675

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	1.647	1.286	2.109	2.264	1.138	4.503
educa.1ºGrd	1.462	1.185	1.804	1.662	0.870	3.177
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.202	0.969	1.491	1.004	0.511	1.974
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.211	0.961	1.527	0.783	0.339	1.806

ENFERMEDAD CEREBROVASCULAR

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.532	1.7024	0.2446	2.175	2.96E-02
educa.1°Grd	0.2731	1.314	0.2169	1.259	0.2081
educa.2°Grd/1°cicl	0.2187	1.2444	0.223	0.981	0.3267
educa.2°Grd/2°cicl	0.2093	1.2329	0.2418	0.866	0.3866

n= 10501, number of events= 309
Likelihood ratio test= 5.22 on 4 df, p=0.2653

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.8546	2.3505	0.4081	2.094	3.62E-02
educa.1°Grd	0.5599	1.7504	0.3833	1.461	0.1441
educa.2°Grd/1°cicl	0.466	1.5935	0.3865	1.206	0.228
educa.2°Grd/2°cicl	0.5163	1.6759	0.4288	1.204	0.2285

n= 5016, number of events= 165
Likelihood ratio test= 5.37 on 4 df, p=0.2517

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	1.702	1.054	2.749	2.351	1.056	5.230
educa.1°Grd	1.314	0.859	2.010	1.750	0.826	3.710
educa.2°Grd/1°cicl	1.244	0.804	1.926	1.594	0.747	3.399
educa.2°Grd/2°cicl	1.233	0.768	1.980	1.676	0.723	3.884

**ENFERMEDADES CRÓNICAS DE LAS VÍAS RESPIRATORIAS INFERIORES
(excepto asma)**

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	2.1062	8.2166	0.4305	4.892	9.98E-07
educa.1°Grd	1.6734	5.3302	0.4202	3.982	6.83E-05
educa.2°Grd/1°cicl	1.2528	3.5001	0.4321	2.9	0.00374
educa.2°Grd/2°cicl	0.8618	2.3674	0.4684	1.84	0.06581

n= 10501, number of events= 243
Likelihood ratio test= 54.61 on 4 df, p=3.929e-11

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom
educa.Anal/SinEst	8.217	3.534	19.106
educa.1°Grd	5.330	2.339	12.146
educa.2°Grd/1°cicl	3.500	1.501	8.163
educa.2°Grd/2°cicl	2.367	0.945	5.930

CIRROSIS HEPÁTICA

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	1.2761	3.5825	0.2086	6.116	9.59E-10
educa.1ºGrd	0.7639	2.1467	0.1922	3.975	7.03E-05
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.5557	1.7431	0.1945	2.857	0.00428
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.3231	1.3815	0.2118	1.525	0.12717

n= 10501, number of events= 482

Likelihood ratio test= 51.58 on 4 df, p=1.69e-10

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	1.1511	3.1618	0.4875	2.361	1.82E-02
educa.1ºGrd	0.8682	2.3825	0.4454	1.949	5.13E-02
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.3516	1.4213	0.4564	0.770	0.4411
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.7508	2.1186	0.4788	1.568	0.1169

n= 5016, number of events= 106

Likelihood ratio test= 10.34 on 4 df, p=0.0351

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	3.582	2.380	5.392	3.162	1.216	8.221
educa.1ºGrd	2.147	1.473	3.129	2.383	0.995	5.704
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.743	1.191	2.552	1.421	0.581	3.477
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.381	0.912	2.092	2.119	0.829	5.415

CAÍDAS ACCIDENTALES

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.5369	1.7107	0.4802	1.118	2.64E-01
educa.1ºGrd	0.5371	1.711	0.3979	1.350	1.77E-01
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.125	1.1331	0.4155	0.301	0.764
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.1617	1.1755	0.4437	0.364	0.716

n= 10501, number of events= 86

Likelihood ratio test= 3.72 on 4 df, p=0.4455

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom
educa.Anal/SinEst	1.711	0.668	4.384
educa.1ºGrd	1.711	0.785	3.732
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.133	0.502	2.558
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.175	0.493	2.805

SUICIDIOS Y LESIONES AUTOINGLINGIDAS

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	1.3489	3.8533	0.3492	3.863	1.12E-04
educa.1ºGrd	0.9033	2.4678	0.3178	2.843	4.47E-03
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.7125	2.0391	0.3181	2.239	0.025124
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.359	1.4319	0.3472	1.034	0.30124

n= 10501, number of events= 185
Likelihood ratio test= 21.6 on 4 df, p=0.0002412

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.1764	1.193	0.6042	0.292	7.70E-01
educa.1ºGrd	0.1552	1.1679	0.512	0.303	7.62E-01
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.2397	1.2709	0.5031	0.476	0.634
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.3599	1.4333	0.5579	0.645	0.519

n= 5016, number of events= 62
Likelihood ratio test= 0.5 on 4 df, p=0.9733

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	3.853	1.943	7.640	1.193	0.365	3.898
educa.1ºGrd	2.468	1.324	4.601	1.168	0.428	3.186
educa.2ºGrd/1ºcicl	2.039	1.093	3.804	1.271	0.474	3.407
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.432	0.725	2.828	1.433	0.480	4.277

ACCIDENTES DE TRÁFICO

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	1.7256	5.6157	0.4693	3.677	2.36E-04
educa.1ºGrd	1.5458	4.6915	0.4315	3.583	3.40E-04
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.5082	4.5187	0.4279	3.525	0.000424
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.3655	3.9176	0.4396	3.106	0.001893

n= 10501, number of events= 182
Likelihood ratio test= 23.19 on 4 df, p=0.0001159

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	-0.299	0.7416	0.6326	-0.473	6.37E-01
educa.1ºGrd	-0.29	0.7483	0.4604	-0.63	5.29E-01
educa.2ºGrd/1ºcicl	-0.1131	0.893	0.4249	-0.266	0.79
educa.2ºGrd/2ºcicl	-0.1231	0.8842	0.486	-0.253	0.8

n= 5016, number of events= 54
Likelihood ratio test= 0.51 on 4 df, p=0.9728

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	5.616	2.238	14.089	0.742	0.215	2.562
educa.1ºGrd	4.692	2.014	10.929	0.748	0.304	1.845
educa.2ºGrd/1ºcicl	4.519	1.953	10.453	0.893	0.388	2.054
educa.2ºGrd/2ºcicl	3.918	1.655	9.272	0.884	0.341	2.292

ANEXO 2: Regresión de Cox para el modelo univariado para clase socio-ocupacional

Se presentan las salidas de la Regresión de Cox

En la primera lista de cada causa se presenta:

El valor del coeficiente, el exponencial del coeficiente (RR), error estándar, valor z y la probabilidad asociada.

En la siguiente lista se muestran los siguientes valores:

RR Hom: Riesgo Relativo (exponencial del coeficiente) en hombres

LICHom: Límite inferior del RR en hombres

LISHom: Límite inferior del RR en hombres

RR Hom: Riesgo Relativo (exponencial del coeficiente) en mujeres

LICHom: Límite inferior del RR en mujeres

LISHom: Límite inferior del RR en mujeres

SIDA Y VIH

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	1.433	4.189	1.118	1.281	0.200
soc.IIIac	0.861	2.366	1.118	0.770	0.441
soc.IIIb	0.524	1.689	1.414	0.371	0.711
soc.IVa	0.480	1.616	1.095	0.438	0.661
soc.IVb	0.038	1.039	1.414	0.027	0.979
soc.V	1.755	5.784	1.118	1.570	0.116
soc.PARO	2.761	15.820	1.038	2.660	0.008
soc.PINV	3.367	28.987	1.025	3.284	0.001
soc.PJUB	2.319	10.170	1.060	2.188	0.029
soc.SL/Viu/Rest	3.282	26.621	1.096	2.995	0.003

n= 10501, number of events= 69

Likelihood ratio test= 83.17 on 10 df, p=1.198e-13

	RR Hom	RR Hom	RR Hom
soc.II	4.189	0.468	37.480
soc.IIIac	2.366	0.264	21.170
soc.IIIb	1.689	0.106	27.010
soc.IVa	1.616	0.189	13.830
soc.IVb	1.039	0.065	16.610
soc.V	5.784	0.646	51.760
soc.PARO	15.820	2.069	120.990
soc.PINV	28.987	3.887	216.150
soc.PJUB	10.170	1.273	81.230
soc.SL/Viu/Rest	26.621	3.109	227.930

TUMOR MALIGNO DE ESTÓMAGO

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	-0.931	0.394	0.532	-1.749	0.080
soc.IIIac	-0.144	0.866	0.377	-0.381	0.704
soc.IIIb	-0.169	0.844	0.442	-0.384	0.701
soc.IVa	-0.312	0.732	0.345	-0.903	0.367
soc.IVb	-0.030	0.971	0.417	-0.072	0.943
soc.V	0.703	2.019	0.382	1.840	0.066
soc.PARO	-0.372	0.689	0.500	-0.744	0.457
soc.PINV	0.190	1.210	0.379	0.502	0.616
soc.PJUB	-0.096	0.909	0.322	-0.297	0.767
soc.SL/Viu/Rest	0.556	1.743	0.502	1.108	0.268

n= 10501, number of events= 194

Likelihood ratio test= 18.08 on 10 df, p=0.05357

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	-0.168	0.845	0.913	-0.184	0.854
soc.IIIac	0.651	1.917	0.802	0.812	0.417
soc.IIIb	0.313	1.368	0.821	0.382	0.703
soc.IVa	-15.140	0.000	1446.0	-0.010	0.992
soc.IVb	-0.041	0.960	0.837	-0.049	0.961
soc.V	-0.237	0.789	0.914	-0.259	0.796
soc.PARO	0.054	1.055	0.866	0.062	0.950
soc.PINV	0.820	2.271	0.826	0.993	0.321
soc.PJUB	-0.660	0.517	0.930	-0.709	0.478
soc.SL/Viu/Rest	-0.133	0.876	0.732	-0.181	0.856

n= 5016, number of events= 80

Likelihood ratio test= 12.07 on 10 df, p=0.2805

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
soc.II	0.394	0.139	1.119	0.845	0.141	5.062
soc.IIIac	0.866	0.414	1.814	1.917	0.398	9.228
soc.IIIb	0.844	0.355	2.006	1.368	0.274	6.839
soc.IVa	0.732	0.372	1.440	0.000	0.000	Inf
soc.IVb	0.971	0.428	2.200	0.960	0.186	4.951
soc.V	2.019	0.955	4.268	0.789	0.132	4.735
soc.PARO	0.689	0.259	1.837	1.055	0.193	5.763
soc.PINV	1.210	0.576	2.542	2.271	0.450	11.46
soc.PJUB	0.909	0.484	1.708	0.517	0.083	3.201
soc.SL/Viu/	1.743	0.652	4.659	0.876	0.209	3.679

TUMOR DE CÓLON

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.060	1.063	0.354	0.172	0.864
soc.IIIac	-0.114	0.892	0.335	-0.343	0.732
soc.IIIb	-0.289	0.749	0.409	-0.709	0.479
soc.IVa	0.198	1.219	0.289	0.685	0.494
soc.IVb	-0.712	0.491	0.458	-1.556	0.120
soc.V	-0.097	0.907	0.422	-0.231	0.818
soc.PARO	0.003	1.004	0.397	0.010	0.992
soc.PINV	0.693	2.001	0.310	2.237	0.025
soc.PJUB	0.275	1.317	0.280	0.983	0.325
soc.SL/Viu/Rest	0.481	1.618	0.459	1.049	0.294

n= 10501, number of events= 310

Likelihood ratio test= 22.61 on 10 df, p=0.01228

MUJERES	coef	exp(coe)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	1.173	3.231	1.080	1.086	0.278
soc.IIIac	1.007	2.736	1.096	0.919	0.358
soc.IIIb	0.514	1.671	1.120	0.459	0.646
soc.IVa	0.744	2.104	1.225	0.607	0.544
soc.IVb	1.091	2.978	1.061	1.029	0.304
soc.V	1.510	4.526	1.055	1.432	0.152
soc.PARO	0.451	1.570	1.155	0.391	0.696
soc.PINV	2.115	8.290	1.045	2.025	0.042
soc.PJUB	1.147	3.149	1.057	1.085	0.278
soc.SL/Viu/Rest	1.068	2.909	1.010	1.058	0.290

n= 5016, number of events= 135

Likelihood ratio test= 15.75 on 10 df, p=0.107

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
soc.II	1.063	0.531	2.128	3.231	0.389	26.850
soc.IIIac	0.892	0.463	1.719	2.736	0.320	23.420
soc.IIIb	0.749	0.336	1.668	1.671	0.186	15.000
soc.IVa	1.219	0.692	2.149	2.104	0.191	23.220
soc.IVb	0.491	0.200	1.203	2.978	0.372	23.820
soc.V	0.907	0.397	2.073	4.526	0.573	35.760
soc.PARO	1.004	0.461	2.187	1.570	0.163	15.100
soc.PINV	2.001	1.090	3.674	8.290	1.070	64.250
soc.PJUB	1.317	0.761	2.281	3.149	0.397	25.000
soc.SL/Viu/Rest	1.618	0.658	3.979	2.909	0.402	21.040

TUMOR MALIGNO DE RECTO PORCIÓN RECTOSIGMOIDE Y DEL ANO

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	15.730	6761000	1200.000	0.013	0.990
soc.IIIac	15.620	6067000	1200.000	0.013	0.990
soc.IIIb	16.130	10090000	1200.000	0.013	0.989
soc.IVa	16.190	10700000	1200.000	0.013	0.989
soc.IVb	16.320	12190000	1200.000	0.014	0.989
soc.V	15.300	4419000	1200.000	0.013	0.990
soc.PARO	16.320	12270000	1200.000	0.014	0.989
soc.PINV	16.870	21170000	1200.000	0.014	0.989
soc.PJUB	16.250	11440000	1200.000	0.014	0.989
soc.SL/Viu/Rest	16.620	16460000	1200.000	0.014	0.989

n= 10501, number of events= 119

Likelihood ratio test= 27.11 on 10 df, p=0.002498

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.794	2.213	1.118	0.710	0.478
soc.IIIac	-0.607	0.545	1.414	-0.429	0.668
soc.IIIb	-0.797	0.451	1.417	-0.562	0.574
soc.IVa	-15.720	0.000	2729	-0.006	0.995
soc.IVb	0.133	1.142	1.155	0.115	0.908
soc.V	0.047	1.048	1.226	0.038	0.970
soc.PARO	0.747	2.111	1.118	0.668	0.504
soc.PINV	1.121	3.068	1.126	0.995	0.320
soc.PJUB	0.118	1.125	1.172	0.101	0.920
soc.SL/Viu/R	0.468	1.597	1.020	0.459	0.646

n= 5016, number of events= 60

Likelihood ratio test= 10.05 on 10 df, p=0.436

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
soc.II	6761019	0.000	Inf	2.213	0.2471	19.814
soc.IIIac	6066630	0.000	Inf	0.545	0.0341	8.718
soc.IIIb	10091629	0.000	Inf	0.451	0.0280	7.249
soc.IVa	10704309	0.000	Inf	0.000	0	Inf
soc.IVb	12188745	0.000	Inf	1.142	0.118	10.992
soc.V	4419039	0.000	Inf	1.048	0.094	11.574
soc.PARO	12273575	0.000	Inf	2.111	0.235	18.892
soc.PINV	21173558	0.000	Inf	3.068	0.337	27.891
soc.PJUB	11437951	0.000	Inf	1.125	0.113	11.181
soc.SL/Viu/Re	16456893	0.000	Inf	1.597	0.216	11.783

TUMOR MALIGNO DE LARINGE

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z
soc.II	1.058	2.880	1.155	0.916	0.360
soc.IIIac	1.562	4.767	1.061	1.472	0.141
soc.IIIb	1.322	3.752	1.155	1.145	0.252
soc.IVa	2.163	8.701	1.018	2.126	0.034
soc.IVb	1.841	6.300	1.080	1.704	0.088
soc.V	2.732	15.362	1.049	2.605	0.009
soc.PARO	2.542	12.699	1.054	2.411	0.016
soc.PINV	3.157	23.496	1.022	3.088	0.002
soc.PJUB	2.676	14.526	1.011	2.646	0.008
soc.SL/Viu/Rest	3.712	40.951	1.050	3.537	0.000

n= 10501, number of events= 163

Likelihood ratio test= 64.33 on 10 df, p=5.437e-10

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom
soc.II	2.880	0.300	27.690
soc.IIIac	4.767	0.596	38.120
soc.IIIb	3.752	0.390	36.100
soc.IVa	8.701	1.184	63.950
soc.IVb	6.300	0.758	52.330
soc.V	15.362	1.967	120.010
soc.PARO	12.699	1.608	100.280
soc.PINV	23.496	3.169	174.220
soc.PJUB	14.526	2.001	105.470
soc.SL/Viu/Rest	40.951	5.233	320.440

TUMOR MALIGNO DE PULMÓN, BRONQUIOS Y TRAQUEA

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	-0.158	0.854	0.189	-0.833	0.405
soc.IIIac	-0.098	0.907	0.168	-0.583	0.560
soc.IIIb	0.097	1.101	0.189	0.512	0.609
soc.IVa	0.222	1.248	0.146	1.523	0.128
soc.IVb	0.321	1.379	0.173	1.856	0.063
soc.V	0.520	1.681	0.180	2.889	0.004
soc.PARO	0.958	2.608	0.161	5.944	0.000
soc.PINV	0.910	2.484	0.154	5.920	0.000
soc.PJUB	0.589	1.802	0.140	4.201	0.000
soc.SL/Viu/Rest	0.364	1.438	0.250	1.453	0.146

n= 10501, number of events= 1444

Likelihood ratio test= 144.1 on 10 df, p=0

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	-0.364	0.695	0.428	-0.850	0.395
soc.IIIac	-0.084	0.920	0.399	-0.210	0.834
soc.IIIb	-0.987	0.373	0.495	-1.995	0.046
soc.IVa	-0.520	0.595	0.548	-0.948	0.343
soc.IVb	-0.129	0.879	0.382	-0.339	0.735
soc.V	-0.304	0.738	0.421	-0.721	0.471
soc.PARO	-0.030	0.970	0.394	-0.077	0.939
soc.PINV	-0.020	0.980	0.453	-0.045	0.964
soc.PJUB	-0.033	0.968	0.411	-0.079	0.937
soc.SL/Viu/Rest	-0.684	0.505	0.337	-2.028	0.043

n= 5016, number of events= 227

Likelihood ratio test= 20.9 on 10 df, p=0.02179

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
soc.II	0.854	0.589	1.238	0.695	0.300	1.609
soc.IIIac	0.907	0.653	1.26	0.920	0.421	2.009
soc.IIIb	1.101	0.761	1.594	0.373	0.141	0.983
soc.IVa	1.248	0.938	1.66	0.595	0.203	1.741
soc.IVb	1.379	0.982	1.935	0.879	0.416	1.856
soc.V	1.681	1.182	2.392	0.738	0.323	1.685
soc.PARO	2.608	1.901	3.577	0.970	0.448	2.102
soc.PINV	2.484	1.838	3.357	0.980	0.404	2.380
soc.PJUB	1.802	1.369	2.372	0.968	0.433	2.166
soc.SL/Viu/R	1.438	0.881	2.349	0.505	0.261	0.977

TUMOR MALIGNO DE MAMA FEMENINO

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	-0.042	0.959	0.383	-0.109	0.913
soc.IIIac	0.035	1.035	0.372	0.094	0.926
soc.IIIb	-0.425	0.654	0.411	-1.034	0.301
soc.IVa	0.097	1.102	0.437	0.223	0.824
soc.IVb	-0.208	0.812	0.369	-0.563	0.573
soc.V	-0.862	0.422	0.465	-1.853	0.064
soc.PARO	0.079	1.082	0.369	0.214	0.830
soc.PINV	1.345	3.839	0.345	3.903	0.000
soc.PJUB	0.933	2.542	0.347	2.688	0.007
soc.SL/Viu/Rest	0.107	1.113	0.312	0.342	0.732

n= 5016, number of events= 422

Likelihood ratio test= 77.08 on 10 df, p=1.874e-12

	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
soc.II	0.959	0.453	2.031
soc.IIIac	1.035	0.499	2.148
soc.IIIb	0.654	0.292	1.463
soc.IVa	1.102	0.468	2.597
soc.IVb	0.812	0.394	1.675
soc.V	0.423	0.170	1.051
soc.PARO	1.082	0.525	2.232
soc.PINV	3.839	1.954	7.543
soc.PJUB	2.542	1.287	5.020
soc.SL/Viu/Rest	1.113	0.604	2.049

TUMOR MALIGNO DE PRÓSTATA

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.483	1.621	0.627	0.771	0.441
soc.IIIac	-0.040	0.961	0.646	-0.062	0.951
soc.IIIb	0.503	1.654	0.628	0.801	0.423
soc.IVa	-0.058	0.944	0.577	-0.100	0.920
soc.IVb	0.730	2.076	0.613	1.192	0.233
soc.V	0.397	1.487	0.707	0.561	0.575
soc.PARO	-0.021	0.979	0.764	-0.028	0.978
soc.PINV	0.509	1.664	0.594	0.857	0.391
soc.PJUB	0.250	1.284	0.527	0.474	0.635
soc.SL/Viu/Rest	0.247	1.281	0.869	0.285	0.776

n= 10501, number of events= 113

Likelihood ratio test= 5.35 on 10 df, p=0.8667

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom
soc.II	1.621	0.475	5.538
soc.IIIac	0.961	0.271	3.406
soc.IIIb	1.654	0.483	5.661
soc.IVa	0.944	0.304	2.927
soc.IVb	2.076	0.625	6.895
soc.V	1.487	0.372	5.945
soc.PARO	0.979	0.219	4.377
soc.PINV	1.664	0.520	5.328
soc.PJUB	1.284	0.457	3.604
soc.SL/Viu/Rest	1.281	0.233	7.026

TUMOR MALIGNO DE VEJIGA

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.500	1.649	0.627	0.798	0.425
soc.IIIac	-0.098	0.907	0.646	-0.152	0.879
soc.IIIb	-0.548	0.578	0.867	-0.632	0.527
soc.IVa	-0.072	0.930	0.577	-0.125	0.901
soc.IVb	0.745	2.107	0.612	1.217	0.224
soc.V	0.636	1.889	0.671	0.948	0.343
soc.PARO	1.126	3.084	0.601	1.873	0.061
soc.PINV	1.141	3.129	0.569	2.006	0.045
soc.PJUB	1.084	2.957	0.523	2.074	0.038
soc.SL/Viu/Rest	1.860	6.422	0.628	2.960	0.003

n= 10501, number of events= 139

Likelihood ratio test= 37.59 on 10 df, p=4.477e-05

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom
soc.II	1.649	0.483	5.634
soc.IIIac	0.907	0.256	3.213
soc.IIIb	0.578	0.106	3.161
soc.IVa	0.931	0.300	2.885
soc.IVb	2.107	0.634	6.996
soc.V	1.889	0.507	7.034
soc.PARO	3.084	0.949	10.021
soc.PINV	3.129	1.027	9.536
soc.PJUB	2.957	1.062	8.235
soc.SL/Viu/Rest	6.422	1.874	22.002

TUMOR MALIGNO DE ESÓFAGO

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.090	1.094	0.518	0.174	0.862
soc.IIIac	-0.257	0.773	0.504	-0.510	0.610
soc.IIIb	0.651	1.917	0.484	1.344	0.179
soc.IVa	0.291	1.338	0.420	0.693	0.488
soc.IVb	0.304	1.356	0.504	0.604	0.546
soc.V	0.874	2.397	0.484	1.808	0.071
soc.PARO	1.520	4.574	0.432	3.519	0.000
soc.PINV	0.857	2.357	0.450	1.904	0.057
soc.PJUB	0.929	2.531	0.400	2.320	0.020
soc.SL/Viu/Rest	1.211	3.358	0.558	2.173	0.030

n= 10501, number of events= 215

Likelihood ratio test= 41.95 on 10 df, p=7.651e-06

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom
soc.II	1.094	0.3968	3.018
soc.IIIac	0.774	0.2880	2.077
soc.IIIb	1.917	0.7421	4.950
soc.IVa	1.338	0.5876	3.046
soc.IVb	1.356	0.5048	3.640
soc.V	2.397	0.9291	6.183
soc.PARO	4.574	1.9614	10.665
soc.PINV	2.357	0.975	5.699
soc.PJUB	2.531	1.1549	5.547
soc.SL/Viu/Rest	3.358	1.1259	10.018

TUMOR MALIGNO DE RIÑÓN

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.135	1.145	0.606	0.223	0.823
soc.IIIac	-0.181	0.835	0.586	-0.308	0.758
soc.IIIb	-0.701	0.496	0.837	-0.837	0.403
soc.IVa	0.000	1.000	0.512	0.000	1.000
soc.IVb	-1.548	0.213	1.095	-1.413	0.158
soc.V	-0.078	0.925	0.730	-0.106	0.915
soc.PARO	-0.559	0.572	0.837	-0.668	0.504
soc.PINV	0.000	1.000	0.634	-0.001	1.000
soc.PJUB	0.590	1.803	0.487	1.210	0.226
soc.SL/Viu/Rest	0.499	1.646	0.838	0.595	0.552

n= 10501, number of events= 89

Likelihood ratio test= 15.31 on 10 df, p=0.1213

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom
soc.II	1.145	0.349	3.751
soc.IIIac	0.835	0.265	2.630
soc.IIIb	0.496	0.096	2.562
soc.IVa	1.000	0.366	2.730
soc.IVb	0.213	0.025	1.820
soc.V	0.925	0.221	3.872
soc.PARO	0.572	0.111	2.949
soc.PINV	1.000	0.288	3.466
soc.PJUB	1.803	0.694	4.685
soc.SL/Viu/Rest	1.646	0.318	8.510

TUMORES HEMATOLÓGICOS MALIGNOS

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.066	1.069	0.486	0.136	0.892
soc.IIIac	0.422	1.524	0.418	1.008	0.314
soc.IIIb	-0.330	0.719	0.571	-0.578	0.563
soc.IVa	0.342	1.407	0.391	0.874	0.382
soc.IVb	-0.644	0.525	0.612	-1.052	0.293
soc.V	0.528	1.695	0.486	1.086	0.277
soc.PARO	0.021	1.021	0.540	0.039	0.969
soc.PINV	0.887	2.427	0.415	2.138	0.033
soc.PJUB	0.492	1.636	0.380	1.295	0.195
soc.SL/Viu/Rest	0.273	1.314	0.678	0.403	0.687

n= 10501, number of events= 198

Likelihood ratio test= 17.71 on 10 df, p=0.06013

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.228	1.256	0.690	0.330	0.741
soc.IIIac	-0.595	0.552	0.817	-0.729	0.466
soc.IIIb	0.185	1.203	0.670	0.276	0.783
soc.IVa	-1.060	0.347	1.155	-0.917	0.359
soc.IVb	-0.310	0.733	0.708	-0.438	0.661
soc.V	0.134	1.143	0.691	0.194	0.846
soc.PARO	0.188	1.207	0.690	0.273	0.785
soc.PINV	0.844	2.326	0.658	1.283	0.199
soc.PJUB	0.556	1.743	0.634	0.877	0.381
soc.SL/Viu/Rest	-0.024	0.976	0.593	-0.041	0.967

n= 5016, number of events= 153

Likelihood ratio test= 14.25 on 10 df, p=0.1618

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
soc.II	1.069	0.412	2.77	1.2561	0.32455	4.861
soc.IIIac	1.524	0.671	3.461	0.5515	0.11131	2.733
soc.IIIb	0.719	0.235	2.201	1.2028	0.32364	4.470
soc.IVa	1.407	0.654	3.027	0.3466	0.03601	3.336
soc.IVb	0.525	0.158	1.744	0.7333	0.18326	2.934
soc.V	1.695	0.654	4.394	1.1432	0.29505	4.429
soc.PARO	1.021	0.354	2.944	1.2074	0.31218	4.670
soc.PINV	2.427	1.077	5.472	2.3258	0.64073	8.442
soc.PJUB	1.636	0.777	3.448	1.7428	0.50337	6.034
soc.SL/Viu/Rest	1.314	0.348	4.968	0.9758	0.30493	3.123

DIABETES MELLITUS

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.361	1.434	0.913	0.395	0.693
soc.IIIac	0.184	1.202	0.866	0.212	0.832
soc.IIIb	0.186	1.205	1.001	0.186	0.852
soc.IVa	0.922	2.513	0.750	1.229	0.219
soc.IVb	0.463	1.589	0.913	0.507	0.612
soc.V	-0.259	0.772	1.225	-0.211	0.833
soc.PARO	1.755	5.781	0.791	2.219	0.027
soc.PINV	2.264	9.622	0.743	3.045	0.002
soc.PJUB	1.616	5.032	0.728	2.219	0.027
soc.SL/Viu/Rest	2.023	7.563	0.868	2.331	0.020

n= 10501, number of events= 115

Likelihood ratio test= 47.04 on 10 df, p=9.269e-07

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.030	1.030	5306.000	0.000	1.000
soc.IIIac	-0.007	0.993	5422.000	0.000	1.000
soc.IIIb	17.060	25650000.0	4343.000	0.004	0.997
soc.IVa	0.053	1.054	5985.000	0.000	1.000
soc.IVb	15.690	6501000.0	4343.000	0.004	0.997
soc.V	15.940	8388000.0	4343.000	0.004	0.997
soc.PARO	16.770	19100000.0	4343.000	0.004	0.997
soc.PINV	18.250	84160000.0	4343.000	0.004	0.997
soc.PJUB	16.520	14920000.0	4343.000	0.004	0.997
soc.SL/Viu/Rest	16.810	20070000.0	4343.000	0.004	0.997

n= 5016, number of events= 57

Likelihood ratio test= 27.07 on 10 df, p=0.002538

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
soc.II	1.434	0.240	8.583	1.03E+00	0	Inf
soc.IIIac	1.202	0.220	6.560	9.93E-01	0	Inf
soc.IIIb	1.205	0.170	8.563	2.57E+07	0	Inf
soc.IVa	2.513	0.578	10.931	1.05E+00	0	Inf
soc.IVb	1.589	0.265	9.509	6.50E+06	0	Inf
soc.V	0.772	0.070	8.516	8.39E+06	0	Inf
soc.PARO	5.781	1.227	27.240	1.91E+07	0	Inf
soc.PINV	9.622	2.241	41.314	8.42E+07	0	Inf
soc.PJUB	5.032	1.207	20.968	1.49E+07	0	Inf
soc.SL/Viu/Re	7.563	1.380	41.457	2.01E+07	0	Inf

ENFERMEDAD ISQUÉMICA DEL CORAZÓN

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	-0.260	0.771	0.212	-1.227	0.220
soc.IIIac	0.042	1.043	0.178	0.238	0.812
soc.IIIb	0.222	1.248	0.200	1.106	0.269
soc.IVa	0.130	1.139	0.160	0.813	0.416
soc.IVb	0.332	1.394	0.188	1.771	0.077
soc.V	0.336	1.399	0.204	1.643	0.101
soc.PARO	0.727	2.068	0.183	3.977	0.000
soc.PINV	1.174	3.236	0.162	7.235	0.000
soc.PJUB	0.610	1.841	0.153	3.981	0.000
soc.SL/Viu/Rest	0.933	2.542	0.227	4.112	0.000

n= 10501, number of events= 1207

Likelihood ratio test= 157.6 on 10 df, p=0

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.518	1.678	1.155	0.448	0.654
soc.IIIac	1.017	2.764	1.096	0.928	0.353
soc.IIIb	0.549	1.732	1.120	0.490	0.624
soc.IVa	1.185	3.270	1.155	1.026	0.305
soc.IVb	0.976	2.653	1.069	0.912	0.362
soc.V	1.275	3.580	1.070	1.192	0.233
soc.PARO	1.433	4.189	1.061	1.351	0.177
soc.PINV	2.706	14.974	1.027	2.636	0.008
soc.PJUB	1.992	7.329	1.027	1.941	0.052
soc.SL/Viu/Rest	1.400	4.055	1.008	1.389	0.165

n= 5016, number of events= 191

Likelihood ratio test= 42.9 on 10 df, p=5.185e-06

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
soc.II	0.771	0.509	1.17E+00	1.678	0.1745	16.14
soc.IIIac	1.043	0.737	1.48E+00	2.764	0.3229	23.66
soc.IIIb	1.248	0.843	1.85E+00	1.732	0.1929	15.55
soc.IVa	1.139	0.833	1.56E+00	3.27	0.3398	31.47
soc.IVb	1.394	0.965	2.01E+00	2.653	0.3262	21.57
soc.V	1.399	0.937	2.09E+00	3.58	0.4399	29.13
soc.PARO	2.068	1.446	2.96E+00	4.189	0.5239	33.5
soc.PINV	3.236	2.354	4.45E+00	14.974	2.0025	111.97
soc.PJUB	1.841	1.363	2.49E+00	7.329	0.9803	54.8
soc.SL/Viu/Re	2.542	1.630	3.97E+00	4.055	0.5624	29.24

ENFERMEDAD CEREBROVASCULAR

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.408	1.504	0.369	1.106	0.269
soc.IIIac	-0.332	0.718	0.393	-0.843	0.399
soc.IIIb	0.455	1.577	0.378	1.205	0.228
soc.IVa	-0.142	0.868	0.337	-0.420	0.675
soc.IVb	0.657	1.929	0.359	1.831	0.067
soc.V	0.226	1.253	0.428	0.527	0.598
soc.PARO	0.795	2.215	0.365	2.176	0.030
soc.PINV	0.993	2.698	0.332	2.993	0.003
soc.PJUB	0.410	1.506	0.309	1.324	0.186
soc.SL/Viu/Rest	0.494	1.638	0.501	0.985	0.325

n= 10501, number of events= 309

Likelihood ratio test= 37.68 on 10 df, p=4.313e-05

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	14.690	2407000.0	1032.0	0.014	0.989
soc.IIIac	15.070	3500000.0	1032.0	0.015	0.988
soc.IIIb	14.710	2453000.0	1032.0	0.014	0.989
soc.IVa	15.090	3580000.0	1032.0	0.015	0.988
soc.IVb	14.540	2056000.0	1032.0	0.014	0.989
soc.V	14.630	2254000.0	1032.0	0.014	0.989
soc.PARO	15.190	3934000.0	1032.0	0.015	0.988
soc.PINV	16.370	12870000.0	1032.0	0.016	0.987
soc.PJUB	15.710	6660000.0	1032.0	0.015	0.988
soc.SL/Viu/Rest	15.300	4430000.0	1032.0	0.015	0.988

n= 5016, number of events= 165

Likelihood ratio test= 32.19 on 10 df, p=0.0003718

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
soc.II	1.504	7.30E-01	3.098	2406546	0	Inf
soc.IIIac	0.718	3.32E-01	1.552	3500163	0	Inf
soc.IIIb	1.577	7.52E-01	3.306	2452918	0	Inf
soc.IVa	0.868	4.48E-01	1.681	3580072	0	Inf
soc.IVb	1.929	9.55E-01	3.898	2055879	0	Inf
soc.V	1.253	5.41E-01	2.901	2254028	0	Inf
soc.PARO	2.215	1.08E+00	4.532	3934104	0	Inf
soc.PINV	2.698	1.41E+00	5.169	1287113	0	Inf
soc.PJUB	1.506	8.21E-01	2.762	6660155	0	Inf
soc.SL/Viu/Rest	1.638	6.13E-01	4.377	4430112	0	Inf

ENFERMEDADES CRÓNICAS DE LAS VIAS RESPIRATORIAS INFERIORES (exc asma)

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.845	2.328	0.837	1.010	0.313
soc.IIIac	-0.482	0.618	1.000	-0.482	0.630
soc.IIIb	1.306	3.690	0.802	1.628	0.104
soc.IVa	0.537	1.711	0.769	0.699	0.485
soc.IVb	0.965	2.624	0.837	1.153	0.249
soc.V	2.025	7.575	0.775	2.614	0.009
soc.PARO	1.418	4.131	0.817	1.737	0.082
soc.PINV	3.013	20.341	0.722	4.175	0.000
soc.PJUB	2.261	9.595	0.715	3.162	0.002
soc.SL/Viu/Rest	1.547	4.698	0.914	1.693	0.090

n= 10501, number of events= 243

Likelihood ratio test= 145.3 on 10 df, p=0

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom
soc.II	2.328	0.452	11.999
soc.IIIac	0.618	0.087	4.385
soc.IIIb	3.690	0.766	17.778
soc.IVa	1.711	0.379	7.720
soc.IVb	2.624	0.509	13.526
soc.V	7.575	1.660	34.572
soc.PARO	4.131	0.833	20.472
soc.PINV	20.341	4.945	83.662
soc.PJUB	9.595	2.362	38.982
soc.SL/Viu/Rest	4.698	0.784	28.168

CIRROSIS Y OTRAS ENFS. CRÓNICAS DEL HIGADO

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.050	1.051	0.385	0.129	0.898
soc.IIIac	0.206	1.229	0.338	0.610	0.542
soc.IIIb	-0.186	0.830	0.450	-0.414	0.679
soc.IVa	0.265	1.304	0.309	0.859	0.390
soc.IVb	0.433	1.542	0.360	1.204	0.229
soc.V	0.850	2.339	0.356	2.385	0.017
soc.PARO	1.593	4.919	0.314	5.079	0.000
soc.PINV	1.979	7.238	0.299	6.627	0.000
soc.PJUB	1.458	4.296	0.292	4.996	0.000
soc.SL/Viu/Rest	1.426	4.162	0.401	3.559	0.000

n= 10501, number of events= 482

Likelihood ratio test= 211.1 on 10 df, p=0

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.589	1.802	1.155	0.510	0.610
soc.IIIac	0.491	1.634	1.155	0.425	0.671
soc.IIIb	1.082	2.951	1.097	0.986	0.324
soc.IVa	0.228	1.256	1.415	0.161	0.872
soc.IVb	1.065	2.901	1.069	0.996	0.319
soc.V	-0.514	0.598	1.415	-0.363	0.717
soc.PARO	1.697	5.456	1.049	1.618	0.106
soc.PINV	2.475	11.884	1.053	2.351	0.019
soc.PJUB	1.081	2.949	1.130	0.957	0.338
soc.SL/Viu/Rest	1.321	3.749	1.011	1.307	0.191

n= 5016, number of events= 106

Likelihood ratio test= 26.37 on 10 df, p=0.003278

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
soc.II	1.051	0.494	2.236	1.802	0.187	17.332
soc.IIIac	1.229	0.634	2.381	1.634	0.170	15.706
soc.IIIb	0.830	0.344	2.004	2.951	0.344	25.345
soc.IVa	1.304	0.712	2.389	1.256	0.078	20.088
soc.IVb	1.542	0.762	3.123	2.901	0.357	23.586
soc.V	2.339	1.163	4.702	0.598	0.037	9.572
soc.PARO	4.919	2.660	9.095	5.456	0.698	42.621
soc.PINV	7.238	4.031	12.996	11.884	1.510	93.548
soc.PJUB	4.296	2.425	7.612	2.949	0.322	26.988
soc.SL/Viu/Rest	4.162	1.898	9.129	3.749	0.517	27.187

CAÍDAS ACCIDENTALES

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	1.216	3.373	0.802	1.516	0.130
soc.IIIac	-0.108	0.898	0.913	-0.118	0.906
soc.IIIb	1.149	3.155	0.837	1.372	0.170
soc.IVa	0.980	2.665	0.748	1.311	0.190
soc.IVb	0.972	2.643	0.837	1.161	0.246
soc.V	1.806	6.087	0.791	2.284	0.022
soc.PARO	1.241	3.457	0.837	1.482	0.138
soc.PINV	1.955	7.060	0.758	2.579	0.010
soc.PJUB	0.735	2.086	0.755	0.973	0.330
soc.SL/Viu/Rest	1.408	4.088	1.001	1.406	0.160

n= 10501, number of events= 86

Likelihood ratio test= 24.24 on 10 df, p=0.006983

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom
soc.II	3.373	0.701	16.237
soc.IIIac	0.898	0.150	5.371
soc.IIIb	3.155	0.611	16.285
soc.IVa	2.665	0.616	11.538
soc.IVb	2.643	0.513	13.621
soc.V	6.087	1.292	28.665
soc.PARO	3.457	0.670	17.831
soc.PINV	7.060	1.599	31.175
soc.PJUB	2.086	0.475	9.161
soc.SL/Viu/Rest	4.088	0.574	29.101

SUICIDIOS

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.451	1.569	0.570	0.790	0.429
soc.IIIac	0.908	2.480	0.498	1.825	0.068
soc.IIIb	1.487	4.425	0.513	2.900	0.004
soc.IVa	0.559	1.749	0.486	1.151	0.250
soc.IVb	0.831	2.295	0.539	1.540	0.124
soc.V	0.880	2.410	0.570	1.543	0.123
soc.PARO	1.260	3.526	0.527	2.393	0.017
soc.PINV	1.873	6.508	0.487	3.850	0.000
soc.PJUB	1.101	3.006	0.480	2.294	0.022
soc.SL/Viu/Rest	0.597	1.817	0.837	0.713	0.476

n= 10501, number of events= 18

Likelihood ratio test= 37.05 on 10 df, p=5.551e-05

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	15.170	3874000.000	1815.000	0.008	0.993
soc.IIIac	15.500	5374000.000	1815.000	0.009	0.993
soc.IIIb	15.500	5400000.000	1815.000	0.009	0.993
soc.IVa	15.890	7982000.000	1815.000	0.009	0.993
soc.IVb	15.200	3994000.000	1815.000	0.008	0.993
soc.V	15.560	5695000.000	1815.000	0.009	0.993
soc.PARO	15.780	7098000.000	1815.000	0.009	0.993
soc.PINV	16.990	23890000.000	1815.000	0.009	0.993
soc.PJUB	15.840	7548000.000	1815.000	0.009	0.993
soc.SL/Viu/Rest	15.550	5639000.000	1815.000	0.009	0.993

n= 5016, number of events= 62

Likelihood ratio test= 13.89 on 10 df, p=0.1779

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Muj	LIC Muj	LCS Muj
soc.II	1.569	0.513	4.797	3873732	0	Inf
soc.IIIac	2.480	0.935	6.577	5374015	0	Inf
soc.IIIb	4.425	1.620	12.091	5399632	0	Inf
soc.IVa	1.749	0.675	4.530	7981767	0	Inf
soc.IVb	2.295	0.797	6.606	3994312	0	Inf
soc.V	2.410	0.788	7.367	5694582	0	Inf
soc.PARO	3.526	1.256	9.896	7097921	0	Inf
soc.PINV	6.508	2.508	16.888	2389221	0	Inf
soc.PJUB	3.006	1.174	7.698	7547709	0	Inf
soc.SL/Viu/Re	1.817	0.352	9.376	5639205	0	Inf

ACCIDENTES DE TRÁFICO

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.689	1.991	0.612	1.125	0.261
soc.IIIac	0.871	2.389	0.559	1.558	0.119
soc.IIIb	1.663	5.272	0.563	2.951	0.003
soc.IVa	1.291	3.637	0.521	2.477	0.013
soc.IVb	1.292	3.640	0.567	2.279	0.023
soc.V	1.077	2.937	0.612	1.759	0.079
soc.PARO	1.559	4.755	0.563	2.770	0.006
soc.PINV	1.141	3.129	0.585	1.950	0.051
soc.PJUB	1.235	3.437	0.534	2.311	0.021
soc.SL/Viu/Rest	1.482	4.401	0.708	2.093	0.036

n= 10501, number of events= 182

Likelihood ratio test= 18.62 on 10 df, p=0.04539

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
soc.II	0.469	1.598	0.837	0.560	0.576
soc.IIIac	-1.302	0.272	1.225	-1.063	0.288
soc.IIIb	-0.343	0.710	1.003	-0.342	0.732
soc.IVa	-16.050	0.000	2530.000	-0.006	0.995
soc.IVb	0.273	1.314	0.817	0.334	0.738
soc.V	0.265	1.303	0.867	0.305	0.760
soc.PARO	-0.188	0.829	0.913	-0.206	0.837
soc.PINV	0.460	1.583	1.007	0.457	0.648
soc.PJUB	-0.471	0.624	1.251	-0.377	0.706
soc.SL/Viu/Rest	0.082	1.086	0.738	0.111	0.911

n= 5016, number of events= 54

Likelihood ratio test= 8.43 on 10 df, p=0.587

	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom	RR Hom	LIC Hom	LCS Hom
soc.II	1.991	0.600	6.614	1.60E+00	0.30978	8.243
soc.IIIac	2.389	0.799	7.146	2.72E-01	0.02467	3
soc.IIIb	5.272	1.748	15.904	7.10E-01	0.09938	5.066
soc.IVa	3.637	1.309	10.104	1.07E-07	0	Inf
soc.IVb	3.640	1.198	11.06	1.31E+00	0.265	6.512
soc.V	2.937	0.884	9.753	1.30E+00	0.23833	7.122
soc.PARO	4.755	1.578	14.333	8.29E-01	0.1385	4.961
soc.PINV	3.129	0.994	9.846	1.58E+00	0.22013	11.39
soc.PJUB	3.437	1.207	9.792	6.24E-01	0.05383	7.243
soc.SL/Viu/Rest	4.401	1.099	17.625	1.09E+00	0.25561	4.612

ANEXO 3: Regresión de Cox para el modelo ajustado por nivel educativo y clase socio-ocupacional

Se presentan las salidas de la Regresión de Cox

En la primera lista de cada causa se presenta:

El valor del coeficiente, el exponencial del coeficiente (RR), error estándar, valor z y la probabilidad asociada.

En la siguiente lista se muestran los siguientes valores::

RR Hom: Riesgo Relativo (exponencial del coeficiente) en hombres

LICHom: Límite inferior del RR en hombres

LISHom: Límite inferior del RR en hombres

RR Hom: Riesgo Relativo (exponencial del coeficiente) en mujeres

LICHom: Límite inferior del RR en mujeres

LISHom: Límite inferior del RR en mujeres

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	1.256	3.510	0.905	1.388	0.165
educa.1°Grd	1.747	5.735	0.809	2.16	0.031
educa.2°Grd/1°cicl	1.384	3.991	0.805	1.719	0.086
educa.2°Grd/2°cicl	1.288	3.625	0.802	1.606	0.108
soc.II	0.881	2.412	1.152	0.765	0.445
soc.IIIac	0.076	1.079	1.174	0.065	0.948
soc.IIIb	-0.482	0.617	1.473	-0.327	0.743
soc.IVa	-0.508	0.602	1.169	-0.435	0.664
soc.IVb	-0.941	0.390	1.471	-0.64	0.522
soc.V	0.758	2.135	1.192	0.636	0.525
soc.PARO	1.803	6.070	1.113	1.621	0.105
soc.PINV	2.367	10.668	1.106	2.14	0.032
soc.PJUB	1.311	3.708	1.138	1.151	0.250
soc.SL/Viu/Rest	2.344	10.426	1.167	2.009	0.045

n= 10501, number of events= 69
Likelihood ratio test= 90.51 on 14 df, p=3.038e-13

	RR Hom	LCI Hom	LCS Hom
educa.Anal/SinEst	3.510	0.596	20.664
educa.1°Grd	5.735	1.176	27.979
educa.2°Grd/1°cicl	3.991	0.824	19.336
educa.2°Grd/2°cicl	3.625	0.753	17.461
soc.II	2.412	0.252	23.058
soc.IIIac	1.079	0.108	10.772
soc.IIIb	0.617	0.034	11.077
soc.IVa	0.602	0.061	5.949
soc.IVb	0.390	0.022	6.977
soc.V	2.135	0.206	22.078
soc.PARO	6.070	0.685	53.760
soc.PINV	10.668	1.221	93.211
soc.PJUB	3.708	0.398	34.509
soc.SL/Viu/Rest	10.427	1.059	102.640

CÁNCER DE ESTÓMAGO

ANEXO 3

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	1.152	3.164	0.410	0.005
educa.1ºGrd	0.993	2.698	0.382	0.009
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.716	2.047	0.388	0.065
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.641	1.898	0.382	0.093
soc.II	-1.258	0.284	0.553	0.023
soc.IIIac	-0.631	0.532	0.432	0.144
soc.IIIb	-0.880	0.415	0.508	0.083
soc.IVa	-0.963	0.382	0.423	0.023
soc.IVb	-0.675	0.509	0.483	0.162
soc.V	0.028	1.029	0.455	0.951
soc.PARO	-0.993	0.370	0.552	0.072
soc.PINV	-0.477	0.620	0.450	0.289
soc.PJUB	-0.752	0.471	0.401	0.061
soc.SL/Viu/Rest	-0.077	0.926	0.552	0.889

n= 10501, number of events= 194
Likelihood ratio test= 29.05 on 14 df, p=0.01027

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	1.095	2.989	0.678	1.614
educa.1ºGrd	0.784	2.191	0.642	1.222
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.096	2.991	0.618	1.774
educa.2ºGrd/2ºcicl	-0.238	0.788	0.749	-0.318
soc.II	-0.484	0.616	0.956	-0.506
soc.IIIac	0.192	1.211	0.919	0.209
soc.IIIb	-0.500	0.606	0.978	-0.512
soc.IVa	-15.950	0.000	1448.0	-0.011
soc.IVb	-0.761	0.467	0.985	-0.773
soc.V	-1.093	0.335	1.058	-1.033
soc.PARO	-0.678	0.508	1.004	-0.675
soc.PINV	0.014	1.015	0.977	0.015
soc.PJUB	-1.423	0.241	1.061	-1.341
soc.SL/Viu/Rest	-0.945	0.389	0.900	-1.049

n= 5016, number of events= 80
Likelihood ratio test= 22.35 on 14 df, p=0.07169

	RR Hom	LCI Hom	LCS Hom	RR Muj	LCI Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	3.164	1.416	7.073	2.989	0.791	11.294
educa.1ºGrd	2.698	1.275	5.710	2.191	0.623	7.703
educa.2ºGrd/1ºcicl	2.047	0.956	4.381	2.991	0.891	10.036
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.898	0.898	4.013	0.788	0.181	3.422
soc.II	0.284	0.096	0.839	0.616	0.095	4.012
soc.IIIac	0.532	0.228	1.241	1.211	0.200	7.338
soc.IIIb	0.415	0.153	1.122	0.606	0.089	4.120
soc.IVa	0.382	0.167	0.875	0.000	0.000	Inf
soc.IVb	0.509	0.197	1.313	0.467	0.068	3.219
soc.V	1.029	0.422	2.509	0.335	0.042	2.668
soc.PARO	0.370	0.126	1.092	0.508	0.071	3.637
soc.PINV	0.621	0.257	1.498	1.015	0.149	6.889
soc.PJUB	0.471	0.215	1.035	0.241	0.030	1.929
soc.SL/Viu/Rest	0.926	0.314	2.733	0.389	0.067	2.270

TUMOR DE CÓLON

ANEXO 3

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.189	1.209	0.297	0.638	0.523
educa.1ºGrd	0.331	1.392	0.257	1.286	0.198
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.275	1.316	0.261	1.054	0.292
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.417	1.517	0.259	1.607	0.108
soc.II	-0.055	0.945	0.365	-0.152	0.878
soc.IIIac	-0.313	0.730	0.365	-0.858	0.390
soc.IIIb	-0.484	0.615	0.445	-1.089	0.276
soc.IVa	-0.007	0.992	0.337	-0.023	0.982
soc.IVb	-0.915	0.400	0.48	-1.872	0.0612
soc.V	-0.289	0.748	0.455	-0.634	0.525
soc.PARO	-0.185	0.830	0.428	-0.433	0.665
soc.PINV	0.503	1.65	0.352	1.428	0.153
soc.PJUB	0.086	1.090	0.325	0.266	0.790
soc.SL/Viu/Rest	0.304	1.355	0.484	0.628	0.530

n= 10501, number of events= 310

Likelihood ratio test= 25.85 on 14 df, p=0.02704

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	-0.047	0.954	0.496	-0.096	0.924
educa.1ºGrd	-0.176	0.838	0.457	-0.386	0.700
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.509	1.664	0.442	1.154	0.249
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.187	1.205	0.491	0.380	0.704
soc.II	1.080	2.945	1.091	0.990	0.322
soc.IIIac	0.777	2.175	1.138	0.683	0.495
soc.IIIb	0.424	1.528	1.178	0.360	0.719
soc.IVa	0.554	1.740	1.277	0.434	0.665
soc.IVb	0.901	2.462	1.119	0.805	0.421
soc.V	1.347	3.847	1.118	1.205	0.228
soc.PARO	0.264	1.302	1.206	0.219	0.827
soc.PINV	2.009	7.458	1.103	1.821	0.069
soc.PJUB	1.047	2.849	1.111	0.942	0.346
soc.SL/Viu/Rest	0.915	2.496	1.072	0.853	0.394

n= 5016, number of events= 135

Likelihood ratio test= 27.22 on 14 df, p=0.018

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom	RR Muj	LCI Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	1.209	0.674	2.168	0.954	0.360	2.523
educa.1ºGrd	1.393	0.840	2.309	0.838	0.342	2.054
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.317	0.789	2.196	1.664	0.700	3.955
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.518	0.912	2.526	1.205	0.460	3.157
soc.II	0.946	0.462	1.937	2.945	0.347	24.983
soc.IIIac	0.731	0.357	1.497	2.175	0.234	20.237
soc.IIIb	0.616	0.258	1.474	1.528	0.152	15.385
soc.IVa	0.992	0.513	1.921	1.740	0.142	21.263
soc.IVb	0.401	0.154	1.044	2.462	0.275	22.074
soc.V	0.749	0.306	1.830	3.847	0.430	34.422
soc.PARO	0.831	0.359	1.923	1.302	0.123	13.827
soc.PINV	1.654	0.829	3.301	7.458	0.858	64.824
soc.PJUB	1.091	0.576	2.063	2.849	0.323	25.166
soc.SL/Viu/Rest	1.356	0.524	3.507	2.496	0.305	20.417

CÁNCER DE RECTO PORCIÓN RECTO SIGMOIDE Y DEL AÑO

ANEXO 3

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.853	2.347	0.523	1.630	0.103
educa.1°Grd	0.560	1.751	0.494	1.133	0.257
educa.2°Grd/1°cicl	0.310	1.363	0.504	0.615	0.538
educa.2°Grd/2°cicl	0.530	1.699	0.515	1.028	0.304
soc.II	15.560	5746000.000	1203.000	0.013	0.990
soc.IIIac	15.350	4636000.000	1203.000	0.013	0.990
soc.IIIb	15.740	6825000.000	1203.000	0.013	0.990
soc.IVa	15.840	7595000.000	1203.000	0.013	0.989
soc.IVb	15.980	8706000.000	1203.000	0.013	0.989
soc.V	14.940	3087000.000	1203.000	0.012	0.990
soc.PARO	15.990	8757000.000	1203.000	0.013	0.989
soc.PINV	16.500	14650000.000	1203.000	0.014	0.989
soc.PJUB	15.890	7988000.000	1203.000	0.013	0.989
soc.SL/Viu/Rest	16.260	11490000.000	1203.000	0.014	0.989

n= 10501, number of events= 119

Likelihood ratio test= 31.76 on 14 df, p=0.004336

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	-0.168	0.845	0.594	-0.283	0.777
educa.1°Grd	-0.728	0.483	0.557	-1.308	0.191
educa.2°Grd/1°cicl	-0.463	0.629	0.544	-0.852	0.394
educa.2°Grd/2°cicl	-0.430	0.651	0.618	-0.695	0.487
soc.II	0.927	2.527	1.124	0.824	0.410
soc.IIIac	-0.301	0.741	1.453	-0.207	0.836
soc.IIIb	-0.336	0.715	1.488	-0.225	0.822
soc.IVa	-15.290	0.000	2737.000	-0.006	0.996
soc.IVb	0.562	1.754	1.233	0.456	0.649
soc.V	0.508	1.662	1.310	0.388	0.698
soc.PARO	1.152	3.165	1.189	0.969	0.333
soc.PINV	1.528	4.608	1.206	1.267	0.205
soc.PJUB	0.524	1.689	1.242	0.422	0.673
soc.SL/Viu/Rest	0.912	2.489	1.112	0.820	0.412

n= 5016, number of events= 60

Likelihood ratio test= 13.07 on 14 df, p=0.5209

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom	RR Muj	LCI Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	2.347	0.842	6.545	0.845	0.264	2.710
educa.1°Grd	1.751	0.665	4.611	0.483	0.162	1.438
educa.2°Grd/1°cicl	1.363	0.508	3.659	0.629	0.217	1.827
educa.2°Grd/2°cicl	1.699	0.619	4.663	0.651	0.194	2.186
soc.II	5746000	0.000	Inf	2.527	0.279	22.890
soc.IIIac	4636000	0.000	Inf	0.741	0.043	12.782
soc.IIIb	6825000	0.000	Inf	0.715	0.039	13.217
soc.IVa	7595000	0.000	Inf	0.000	0.000	Inf
soc.IVb	8706000	0.000	Inf	1.754	0.157	19.650
soc.V	3087000	0.000	Inf	1.662	0.128	21.660
soc.PARO	8757000	0.000	Inf	3.165	0.308	32.543
soc.PINV	14650000	0.000	Inf	4.608	0.433	48.997
soc.PJUB	7988000	0.000	Inf	1.689	0.148	19.276
soc.SL/Viu/Rest	1.15E+07	0	Inf	2.489	0.282	22.008

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.198	1.219	0.423	0.468	0.640
educa.1°Grd	0.339	1.403	0.378	0.895	0.371
educa.2°Grd/1°cicl	0.104	1.110	0.387	0.269	0.788
educa.2°Grd/2°cicl	-0.031	0.969	0.413	-0.076	0.940
soc.II	1.002	2.724	1.163	0.861	0.389
soc.IIIac	1.486	4.420	1.087	1.367	0.172
soc.IIIb	1.111	3.037	1.189	0.935	0.350
soc.IVa	1.992	7.329	1.056	1.887	0.059
soc.IVb	1.665	5.288	1.115	1.493	0.135
soc.V	2.544	12.731	1.085	2.345	0.019
soc.PARO	2.382	10.829	1.086	2.194	0.028
soc.PINV	2.978	19.658	1.058	2.815	0.005
soc.PJUB	2.493	12.094	1.047	2.381	0.017
soc.SL/Viu/Rest	3.546	34.670	1.080	3.283	0.001

n= 10501, number of events= 163

Likelihood ratio test= 67.26 on 14 df, p=6.032e-09

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom
educa.Anal/SinEst	1.219	0.532	2.792
educa.1°Grd	1.403	0.669	2.944
educa.2°Grd/1°cicl	1.110	0.520	2.367
educa.2°Grd/2°cicl	0.969	0.431	2.179
soc.II	2.724	0.279	26.627
soc.IIIac	4.420	0.525	37.246
soc.IIIb	3.037	0.296	31.193
soc.IVa	7.329	0.926	58.032
soc.IVb	5.288	0.594	47.046
soc.V	12.731	1.518	106.767
soc.PARO	10.829	1.289	90.994
soc.PINV	19.658	2.472	156.319
soc.PJUB	12.094	1.554	94.136
soc.SL/Viu/Rest	3.47E+01	4.1744	287.951

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.180	1.197	0.132	1.360	0.174
educa.1°Grd	0.082	1.085	0.117	0.696	0.486
educa.2°Grd/1°cicl	0.061	1.062	0.118	0.512	0.609
educa.2°Grd/2°cicl	0.126	1.135	0.121	1.049	0.294
soc.II	-0.189	0.828	0.194	-0.976	0.329
soc.IIIac	-0.154	0.857	0.182	-0.846	0.397
soc.IIIb	0.031	1.031	0.206	0.149	0.881
soc.IVa	0.161	1.175	0.168	0.960	0.337
soc.IVb	0.262	1.300	0.192	1.370	0.171
soc.V	0.458	1.581	0.198	2.314	0.021
soc.PARO	0.898	2.455	0.178	5.033	0.000
soc.PINV	0.845	2.328	0.173	4.870	0.000
soc.PJUB	0.526	1.693	0.161	3.266	0.001
soc.SL/Viu/Rest	0.299	1.349	0.261	1.146	0.252

n= 10501, number of events= 1444

Likelihood ratio test= 146.9 on 14 df, p=0

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	-0.660	0.517	0.329	-2.005	0.045
educa.1°Grd	-0.837	0.433	0.278	-3.006	0.003
educa.2°Grd/1°cicl	-0.281	0.755	0.258	-1.089	0.276
educa.2°Grd/2°cicl	-0.023	0.977	0.267	-0.086	0.932
soc.II	-0.285	0.752	0.432	-0.659	0.510
soc.IIIac	0.038	1.039	0.430	0.089	0.929
soc.IIIb	-0.512	0.600	0.537	-0.952	0.341
soc.IVa	-0.155	0.857	0.584	-0.265	0.791
soc.IVb	0.176	1.192	0.430	0.408	0.683
soc.V	0.129	1.138	0.473	0.273	0.785
soc.PARO	0.275	1.316	0.437	0.630	0.529
soc.PINV	0.408	1.503	0.494	0.825	0.409
soc.PJUB	0.369	1.446	0.452	0.817	0.414
soc.SL/Viu/Rest	-0.271	0.763	0.394	-0.687	0.492

n= 5016, number of events= 227

Likelihood ratio test= 38.45 on 14 df, p=0.0004437

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom	RR Muj	LCI Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	1.197	0.924	1.550	0.517	0.271	0.985
educa.1°Grd	1.085	0.862	1.365	0.433	0.251	0.747
educa.2°Grd/1°cicl	1.062	0.843	1.340	0.755	0.456	1.252
educa.2°Grd/2°cicl	1.135	0.896	1.437	0.977	0.579	1.650
soc.II	0.828	0.567	1.210	0.752	0.323	1.754
soc.IIIac	0.857	0.600	1.225	1.039	0.447	2.412
soc.IIIb	1.031	0.688	1.545	0.600	0.209	1.719
soc.IVa	1.175	0.846	1.632	0.857	0.273	2.692
soc.IVb	1.300	0.893	1.892	1.192	0.513	2.771
soc.V	1.581	1.073	2.330	1.138	0.450	2.874
soc.PARO	2.455	1.731	3.484	1.316	0.560	3.097
soc.PINV	2.328	1.657	3.270	1.503	0.571	3.960
soc.PJUB	1.693	1.234	2.322	1.446	0.597	3.505
soc.SL/Viu/Rest	1.35E+00	0.809	2.250	0.763	0.352	1.652

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	-0.444	0.641	0.247	-1.796	0.072
educa.1°Grd	-0.352	0.703	0.210	-1.673	0.094
educa.2°Grd/1°cicl	-0.154	0.857	0.204	-0.754	0.451
educa.2°Grd/2°cicl	-0.227	0.797	0.226	-1.007	0.314
soc.II	0.017	1.017	0.386	0.044	0.965
soc.IIIac	0.172	1.188	0.394	0.437	0.662
soc.IIIb	-0.175	0.839	0.445	-0.394	0.694
soc.IVa	0.307	1.359	0.468	0.656	0.512
soc.IVb	-0.006	0.995	0.404	-0.014	0.989
soc.V	-0.634	0.531	0.496	-1.276	0.202
soc.PARO	0.271	1.311	0.400	0.678	0.498
soc.PINV	1.585	4.878	0.381	4.155	0.000
soc.PJUB	1.162	3.197	0.381	3.047	0.002
soc.SL/Viu/Rest	0.331	1.392	0.354	0.935	0.350

n= 5016, number of events= 422

Likelihood ratio test= 82.56 on 14 df, p=9.469e-12

	RR Muj	LCI Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	0.641	0.395	1.041
educa.1°Grd	0.703	0.466	1.062
educa.2°Grd/1°cicl	0.857	0.574	1.279
educa.2°Grd/2°cicl	0.797	0.512	1.240
soc.II	1.017	0.478	2.167
soc.IIIac	1.188	0.549	2.572
soc.IIIb	0.839	0.351	2.008
soc.IVa	1.359	0.543	3.398
soc.IVb	0.995	0.451	2.194
soc.V	0.531	0.201	1.404
soc.PARO	1.311	0.599	2.872
soc.PINV	4.878	2.310	10.302
soc.PJUB	3.197	1.514	6.752
soc.SL/Viu/Rest	1.39E+00	0.696	2.785

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.614	1.847	0.525	1.168	0.243
educa.1ºGrd	0.653	1.921	0.479	1.364	0.173
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.809	2.246	0.482	1.678	0.093
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.609	1.838	0.496	1.227	0.220
soc.II	0.186	1.204	0.655	0.283	0.777
soc.IIIac	-0.502	0.606	0.701	-0.716	0.474
soc.IIIb	0.014	1.014	0.702	0.020	0.984
soc.IVa	-0.570	0.565	0.655	-0.871	0.384
soc.IVb	0.225	1.253	0.685	0.329	0.742
soc.V	-0.104	0.901	0.772	-0.135	0.893
soc.PARO	-0.487	0.614	0.816	-0.597	0.551
soc.PINV	0.034	1.034	0.665	0.050	0.960
soc.PJUB	-0.220	0.802	0.604	-0.365	0.715
soc.SL/Viu/Rest	-0.198	0.820	0.914	-0.217	0.828

n= 10501, number of events= 113

Likelihood ratio test= 8.59 on 14 df, p=0.8566

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom
educa.Anal/SinEst	1.847	0.660	5.172
educa.1ºGrd	1.921	0.752	4.909
educa.2ºGrd/1ºcicl	2.246	0.873	5.776
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.838	0.695	4.858
soc.II	1.204	0.333	4.352
soc.IIIac	0.606	0.153	2.391
soc.IIIb	1.015	0.256	4.015
soc.IVa	0.565	0.157	2.041
soc.IVb	1.253	0.327	4.795
soc.V	0.901	0.199	4.092
soc.PARO	0.614	0.124	3.043
soc.PINV	1.034	0.281	3.805
soc.PJUB	0.802	0.246	2.621
soc.SL/Viu/Rest	0.820	0.137	4.920

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	-0.282	0.755	0.382	-0.738	0.461
educa.1°Grd	-0.177	0.838	0.324	-0.547	0.584
educa.2°Grd/1°cicl	-0.463	0.629	0.343	-1.350	0.177
educa.2°Grd/2°cicl	-0.165	0.848	0.350	-0.471	0.638
soc.II	0.607	1.834	0.635	0.955	0.339
soc.IIIac	0.103	1.108	0.675	0.152	0.879
soc.IIIb	-0.335	0.715	0.900	-0.372	0.710
soc.IVa	0.165	1.180	0.626	0.264	0.792
soc.IVb	0.978	2.660	0.657	1.490	0.136
soc.V	0.870	2.386	0.712	1.221	0.222
soc.PARO	1.336	3.802	0.639	2.091	0.037
soc.PINV	1.358	3.890	0.614	2.214	0.027
soc.PJUB	1.296	3.656	0.570	2.275	0.023
soc.SL/Viu/Rest	2.054	7.803	0.662	3.104	0.002

n= 10501, number of events= 139
Likelihood ratio test= 40.15 on 14 df, p=0.0002417

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom
educa.Anal/SinEst	0.755	0.357	1.595
educa.1°Grd	0.838	0.444	1.579
educa.2°Grd/1°cicl	0.629	0.321	1.233
educa.2°Grd/2°cicl	0.848	0.427	1.685
soc.II	1.834	0.528	6.368
soc.IIIac	1.108	0.295	4.160
soc.IIIb	0.715	0.123	4.174
soc.IVa	1.180	0.346	4.024
soc.IVb	2.660	0.734	9.636
soc.V	2.386	0.591	9.633
soc.PARO	3.802	1.087	13.296
soc.PINV	3.890	1.169	12.946
soc.PJUB	3.656	1.197	11.167
soc.SL/Viu/Rest	7.803	2.133	28.548

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.834	2.303	0.370	2.257	0.024
educa.1ºGrd	0.722	2.058	0.342	2.110	0.035
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.224	1.251	0.354	0.631	0.528
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.313	1.367	0.358	0.875	0.382
soc.II	-0.075	0.928	0.534	-0.141	0.888
soc.IIIac	-0.499	0.607	0.544	-0.918	0.358
soc.IIIb	0.168	1.183	0.541	0.312	0.755
soc.IVa	-0.108	0.897	0.483	-0.224	0.823
soc.IVb	-0.093	0.911	0.557	-0.167	0.867
soc.V	0.444	1.559	0.539	0.824	0.410
soc.PARO	1.129	3.091	0.487	2.318	0.020
soc.PINV	0.422	1.526	0.508	0.832	0.405
soc.PJUB	0.498	1.645	0.463	1.075	0.282
soc.SL/Viu/Rest	0.792	2.207	0.600	1.319	0.187

n= 10501, number of events= 215

Likelihood ratio test= 55.62 on 14 df, p=6.784e-07

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom
educa.Anal/SinEst	2.303	1.116	4.752
educa.1ºGrd	2.058	1.053	4.023
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.251	0.625	2.504
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.367	0.678	2.757
soc.II	0.928	0.326	2.640
soc.IIIac	0.607	0.209	1.762
soc.IIIb	1.184	0.410	3.415
soc.IVa	0.897	0.349	2.311
soc.IVb	0.911	0.306	2.712
soc.V	1.559	0.542	4.483
soc.PARO	3.091	1.191	8.028
soc.PINV	1.526	0.564	4.127
soc.PJUB	1.645	0.664	4.075
soc.SL/Viu/Rest	2.207	0.681	7.158

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	-0.002	0.998	0.580	-0.003	0.998
educa.1ºGrd	0.460	1.583	0.468	0.981	0.326
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.401	1.493	0.468	0.855	0.393
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.077	1.080	0.488	0.157	0.875
soc.II	0.001	1.001	0.631	0.002	0.998
soc.IIIac	-0.391	0.676	0.652	-0.600	0.549
soc.IIIb	-1.009	0.365	0.904	-1.116	0.264
soc.IVa	-0.307	0.735	0.613	-0.502	0.616
soc.IVb	-1.858	0.156	1.145	-1.622	0.105
soc.V	-0.385	0.681	0.804	-0.479	0.632
soc.PARO	-0.832	0.435	0.894	-0.930	0.352
soc.PINV	-0.283	0.753	0.714	-0.397	0.692
soc.PJUB	0.303	1.354	0.586	0.517	0.605
soc.SL/Viu/Rest	0.256	1.291	0.892	0.286	0.775

n= 10501, number of events= 89

Likelihood ratio test= 18.05 on 14 df, p=0.2046

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom
educa.Anal/SinEst	0.998	0.320	3.111
educa.1ºGrd	1.583	0.632	3.965
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.493	0.596	3.739
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.080	0.415	2.810
soc.II	1.001	0.291	3.448
soc.IIIac	0.676	0.189	2.426
soc.IIIb	0.365	0.062	2.143
soc.IVa	0.735	0.221	2.444
soc.IVb	0.156	0.017	1.472
soc.V	0.681	0.141	3.290
soc.PARO	0.435	0.075	2.511
soc.PINV	0.753	0.186	3.054
soc.PJUB	1.354	0.430	4.265
soc.SL/Viu/Rest	1.291	0.225	7.420

TUMORES HEMATOLÓGICOS MALIGNOS

ANEXO 3

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	-0.110	0.896	0.360	-0.306	0.760
educa.1ºGrd	0.045	1.046	0.305	0.147	0.883
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.017	1.017	0.308	0.054	0.957
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.188	1.206	0.309	0.607	0.544
soc.II	0.046	1.047	0.497	0.092	0.927
soc.IIIac	0.380	1.463	0.455	0.836	0.403
soc.IIIb	-0.323	0.724	0.610	-0.530	0.596
soc.IVa	0.332	1.393	0.445	0.745	0.456
soc.IVb	-0.653	0.520	0.647	-1.009	0.313
soc.V	0.533	1.704	0.530	1.005	0.315
soc.PARO	0.013	1.013	0.574	0.023	0.982
soc.PINV	0.889	2.432	0.463	1.921	0.055
soc.PJUB	0.492	1.636	0.430	1.144	0.252
soc.SL/Viu/Rest	0.275	1.316	0.704	0.390	0.696

n= 10501, number of events= 198

Likelihood ratio test= 18.94 on 14 df, p=0.1672

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	-0.388	0.679	0.438	-0.884	0.376
educa.1ºGrd	-0.067	0.936	0.387	-0.172	0.863
educa.2ºGrd/1ºcicl	-0.327	0.721	0.400	-0.818	0.413
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.520	1.682	0.400	1.298	0.194
soc.II	0.233	1.263	0.699	0.334	0.739
soc.IIIac	-0.687	0.503	0.855	-0.804	0.421
soc.IIIb	0.332	1.394	0.736	0.451	0.652
soc.IVa	-0.937	0.392	1.193	-0.786	0.432
soc.IVb	-0.273	0.761	0.766	-0.357	0.721
soc.V	0.302	1.352	0.757	0.398	0.690
soc.PARO	0.257	1.293	0.746	0.345	0.730
soc.PINV	0.986	2.682	0.720	1.369	0.171
soc.PJUB	0.676	1.966	0.693	0.975	0.330
soc.SL/Viu/Rest	0.116	1.123	0.665	0.175	0.861

n= 5016, number of events= 153

Likelihood ratio test= 24.8 on 14 df, p=0.03661

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom	RR Muj	LCI Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	0.896	0.442	1.813	0.679	0.287	1.602
educa.1ºGrd	1.046	0.576	1.900	0.936	0.438	1.997
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.017	0.556	1.858	0.721	0.329	1.579
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.206	0.658	2.212	1.682	0.767	3.687
soc.II	1.047	0.395	2.773	1.263	0.321	4.973
soc.IIIac	1.463	0.600	3.568	0.503	0.094	2.687
soc.IIIb	0.724	0.219	2.393	1.394	0.329	5.902
soc.IVa	1.393	0.582	3.334	0.392	0.038	4.059
soc.IVb	0.520	0.146	1.851	0.761	0.169	3.417
soc.V	1.704	0.603	4.817	1.352	0.306	5.967
soc.PARO	1.013	0.329	3.123	1.293	0.300	5.578
soc.PINV	2.432	0.982	6.022	2.682	0.654	11.002
soc.PJUB	1.636	0.704	3.802	1.966	0.505	7.649
soc.SL/Viu/Rest	1.316	0.331	5.233	1.123	0.305	4.135

DIABETES

ANEXO 3

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.383	1.466	0.431	0.889	0.374
educa.1°Grd	-0.187	0.830	0.410	-0.455	0.649
educa.2°Grd/1°cicl	-0.102	0.903	0.416	-0.246	0.806
educa.2°Grd/2°cicl	-0.101	0.904	0.441	-0.228	0.820
soc.II	0.395	1.484	0.924	0.428	0.669
soc.IIIac	0.243	1.275	0.902	0.270	0.788
soc.IIIb	0.215	1.240	1.045	0.206	0.837
soc.IVa	0.980	2.665	0.808	1.212	0.225
soc.IVb	0.525	1.690	0.960	0.547	0.585
soc.V	-0.225	0.799	1.261	-0.178	0.859
soc.PARO	1.789	5.985	0.837	2.137	0.033
soc.PINV	2.282	9.797	0.798	2.859	0.004
soc.PJUB	1.642	5.163	0.783	2.096	0.036
soc.SL/Viu/Rest	2.025	7.574	0.909	2.228	0.026

n= 10501, number of events= 115

Likelihood ratio test= 51.59 on 14 df, p=3.301e-06

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.209	1.233	0.762	0.274	0.784
educa.1°Grd	-0.099	0.906	0.740	-0.134	0.893
educa.2°Grd/1°cicl	-0.509	0.601	0.773	-0.658	0.510
educa.2°Grd/2°cicl	-1.563	0.209	1.226	-1.275	0.202
soc.II	0.182	1.199	5311.000	0.000	1.000
soc.IIIac	0.514	1.671	5405.000	0.000	1.000
soc.IIIb	17.200	29380000	4357.000	0.004	0.997
soc.IVa	0.301	1.351	5993.000	0.000	1.000
soc.IVb	16.010	8972000	4357.000	0.004	0.997
soc.V	16.120	10060000	4357.000	0.004	0.997
soc.PARO	17.040	25170000	4357.000	0.004	0.997
soc.PINV	18.390	96740000	4357.000	0.004	0.997
soc.PJUB	16.680	17610000	4357.000	0.004	0.997
soc.SL/Viu/Rest	17.010	24290000	4357.000	0.004	0.997

n= 5016, number of events= 57

Likelihood ratio test= 33.39 on 14 df, p=0.002533

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom	RR Muj	LCI Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	1.466	0.630	3.410	1.233	0.2766	5.493
educa.1°Grd	0.830	0.371	1.853	0.906	0.21237	3.862
educa.2°Grd/1°cicl	0.903	0.399	2.041	0.601	0.13225	2.734
educa.2°Grd/2°cicl	0.904	0.381	2.147	0.209	0.01894	2.316
soc.II	1.484	0.243	9.072	1.199	0	Inf
soc.IIIac	1.275	0.218	7.477	1.671	0	Inf
soc.IIIb	1.240	0.160	9.615	29380000	0	Inf
soc.IVa	2.665	0.547	12.992	1.351	0	Inf
soc.IVb	1.690	0.258	11.093	8972000	0	Inf
soc.V	0.799	0.068	9.450	10060000	0	Inf
soc.PARO	5.985	1.160	30.884	25170000	0	Inf
soc.PINV	9.797	2.049	46.840	96740000	0	Inf
soc.PJUB	5.163	1.113	23.961	17610000	0	Inf
soc.SL/Viu/Rest	7.574	1.276	44.951	24290000	0	Inf

ENFERMEDAD ISQUÉMICA DEL CORAZÓN

ANEXO 3

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.164	1.178	0.143	1.150	0.250
educa.1ºGrd	0.099	1.104	0.126	0.784	0.433
educa.2ºGrd/1ºcicl	-0.046	0.955	0.128	-0.358	0.720
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.041	1.042	0.130	0.313	0.754
soc.II	-0.268	0.765	0.217	-1.240	0.215
soc.IIIac	0.033	1.034	0.193	0.172	0.863
soc.IIIb	0.169	1.184	0.220	0.766	0.444
soc.IVa	0.100	1.105	0.184	0.545	0.586
soc.IVb	0.303	1.354	0.208	1.456	0.145
soc.V	0.298	1.348	0.223	1.335	0.182
soc.PARO	0.692	1.998	0.201	3.444	0.001
soc.PINV	1.132	3.100	0.185	6.122	0.000
soc.PJUB	0.568	1.764	0.176	3.220	0.001
soc.SL/Viu/Rest	0.888	2.430	0.241	3.681	0.000

n= 10501, number of events= 1207

Likelihood ratio test= 163.3 on 14 df, p=0

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.370	1.448	0.385	0.963	0.336
educa.1ºGrd	0.116	1.123	0.367	0.316	0.752
educa.2ºGrd/1ºcicl	-0.362	0.696	0.379	-0.955	0.340
educa.2ºGrd/2ºcicl	-0.573	0.564	0.448	-1.280	0.201
soc.II	0.592	1.807	1.160	0.510	0.610
soc.IIIac	1.269	3.556	1.119	1.133	0.257
soc.IIIb	0.547	1.728	1.164	0.470	0.639
soc.IVa	1.285	3.615	1.197	1.074	0.283
soc.IVb	1.120	3.065	1.112	1.007	0.314
soc.V	1.325	3.762	1.117	1.186	0.236
soc.PARO	1.552	4.720	1.099	1.412	0.158
soc.PINV	2.704	14.934	1.072	2.522	0.012
soc.PJUB	2.015	7.501	1.070	1.884	0.060
soc.SL/Viu/Rest	1.450	4.265	1.056	1.374	0.169

n= 5016, number of events= 191

Likelihood ratio test= 57.07 on 14 df, p=3.804e-07

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom	RR Muj	LCI Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	1.178	0.891	1.559	1.448	0.682	3.077
educa.1ºGrd	1.104	0.862	1.414	1.123	0.547	2.304
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.955	0.743	1.228	0.696	0.331	1.464
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.042	0.807	1.345	0.564	0.235	1.356
soc.II	0.765	0.500	1.169	1.807	0.186	17.539
soc.IIIac	1.034	0.708	1.509	3.556	0.396	31.902
soc.IIIb	1.184	0.769	1.822	1.728	0.176	16.927
soc.IVa	1.105	0.771	1.585	3.615	0.347	37.716
soc.IVb	1.354	0.901	2.034	3.065	0.347	27.111
soc.V	1.348	0.870	2.088	3.762	0.421	33.585
soc.PARO	1.998	1.348	2.963	4.720	0.547	40.712
soc.PINV	3.100	2.158	4.454	14.934	1.826	122.146
soc.PJUB	1.765	1.249	2.493	7.501	0.922	61.024
soc.SL/Viu/Rest	2.430	1.515	3.898	4.265	0.539	33.765

ENFERMEDAD CEREBROVASCULAR

ANEXO 3

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.438	1.550	0.280	1.567	0.117
educa.1ºGrd	0.210	1.234	0.255	0.824	0.410
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.209	1.232	0.259	0.808	0.419
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.231	1.260	0.264	0.877	0.380
soc.II	0.321	1.379	0.380	0.844	0.399
soc.IIIac	-0.476	0.621	0.422	-1.130	0.258
soc.IIIb	0.266	1.304	0.419	0.635	0.526
soc.IVa	-0.317	0.728	0.381	-0.832	0.405
soc.IVb	0.486	1.626	0.400	1.216	0.224
soc.V	0.043	1.043	0.464	0.092	0.927
soc.PARO	0.626	1.870	0.401	1.561	0.119
soc.PINV	0.808	2.243	0.374	2.160	0.031
soc.PJUB	0.231	1.259	0.353	0.653	0.514
soc.SL/Viu/Rest	0.316	1.372	0.527	0.600	0.548

n= 10501, number of events= 309

Likelihood ratio test= 40.61 on 14 df, p=0.0002051

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.400	1.492	0.438	0.914	0.361
educa.1ºGrd	0.150	1.162	0.416	0.362	0.717
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.085	1.088	0.417	0.203	0.839
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.187	1.206	0.449	0.418	0.676
soc.II	14.650	2312000.000	1033.000	0.014	0.989
soc.IIIac	14.970	3180000.000	1033.000	0.014	0.988
soc.IIIb	14.570	2122000.000	1033.000	0.014	0.989
soc.IVa	14.970	3175000.000	1033.000	0.014	0.988
soc.IVb	14.410	1821000.000	1033.000	0.014	0.989
soc.V	14.500	1978000.000	1033.000	0.014	0.989
soc.PARO	15.070	3500000.000	1033.000	0.015	0.988
soc.PINV	16.220	11040000.000	1033.000	0.016	0.987
soc.PJUB	15.570	5797000.000	1033.000	0.015	0.988
soc.SL/Viu/Rest	15.170	3887000.000	1033.000	0.015	0.988

n= 5016, number of events= 165

Likelihood ratio test= 34.16 on 14 df, p=0.001953

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom	RR Muj	LCI Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	1.550	0.896	2.680	1.492	0.632	3.519
educa.1ºGrd	1.234	0.748	2.035	1.162	0.515	2.624
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.232	0.742	2.046	1.088	0.481	2.463
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.260	0.752	2.112	1.206	0.501	2.906
soc.II	1.379	0.654	2.905	2312000.000	0.000	Inf
soc.IIIac	0.621	0.272	1.419	3180000.000	0.000	Inf
soc.IIIb	1.304	0.574	2.962	2122000.000	0.000	Inf
soc.IVa	0.728	0.345	1.537	3175000.000	0.000	Inf
soc.IVb	1.626	0.743	3.559	1821000.000	0.000	Inf
soc.V	1.043	0.421	2.589	1978000.000	0.000	Inf
soc.PARO	1.870	0.852	4.101	3500000.000	0.000	Inf
soc.PINV	2.243	1.078	4.668	11040000.000	0.000	Inf
soc.PJUB	1.260	0.630	2.517	5797000.000	0.000	Inf
soc.SL/Viu/Rest	1.372	0.489	3.853	3887000.000	0.000	Inf

ENFERMEDAD CÓNICA DE VIAS RSPIRATORIAS BAJAS (excepto asma)

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	1.651	5.211	0.464	3.560	0.000
educa.1ºGrd	1.307	3.695	0.454	2.879	0.004
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.010	2.745	0.465	2.174	0.030
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.719	2.052	0.489	1.469	0.142
soc.II	0.370	1.448	0.857	0.432	0.666
soc.IIIac	-1.157	0.315	1.031	-1.122	0.262
soc.IIIb	0.303	1.354	0.850	0.356	0.722
soc.IVa	-0.377	0.686	0.817	-0.461	0.645
soc.IVb	0.058	1.060	0.881	0.066	0.947
soc.V	1.068	2.911	0.823	1.298	0.194
soc.PARO	0.546	1.726	0.859	0.635	0.525
soc.PINV	2.069	7.917	0.772	2.680	0.007
soc.PJUB	1.330	3.782	0.766	1.737	0.082
soc.SL/Viu/Rest	0.640	1.897	0.952	0.673	0.501

n= 10501, number of events= 243

Likelihood ratio test= 172.7 on 14 df, p=0

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom
educa.Anal/SinEst	5.211	2.100	12.930
educa.1ºGrd	3.695	1.518	8.997
educa.2ºGrd/1ºcicl	2.745	1.104	6.823
educa.2ºGrd/2ºcicl	2.052	0.786	5.355
soc.II	1.448	0.270	7.773
soc.IIIac	0.315	0.042	2.373
soc.IIIb	1.354	0.256	7.160
soc.IVa	0.686	0.138	3.405
soc.IVb	1.060	0.188	5.963
soc.V	2.911	0.580	14.608
soc.PARO	1.726	0.320	9.295
soc.PINV	7.917	1.744	35.940
soc.PJUB	3.782	0.843	16.959
soc.SL/Viu/Rest	1.897	0.294	12.252

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.767	2.154	0.236	3.257	0.001
educa.1°Grd	0.358	1.431	0.221	1.619	0.105
educa.2°Grd/1°cicl	0.234	1.264	0.223	1.051	0.293
educa.2°Grd/2°cicl	0.132	1.141	0.231	0.572	0.567
soc.II	-0.051	0.950	0.394	-0.131	0.896
soc.IIIac	0.049	1.050	0.363	0.134	0.893
soc.IIIb	-0.499	0.607	0.477	-1.046	0.295
soc.IVa	0.007	1.007	0.347	0.020	0.984
soc.IVb	0.178	1.195	0.392	0.454	0.650
soc.V	0.561	1.753	0.389	1.442	0.149
soc.PARO	1.331	3.783	0.347	3.837	0.000
soc.PINV	1.679	5.361	0.336	4.991	0.000
soc.PJUB	1.164	3.203	0.330	3.528	0.000
soc.SL/Viu/Rest	1.128	3.088	0.426	2.644	0.008

n= 10501, number of events= 482

Likelihood ratio test= 230 on 14 df, p=0

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.744	2.105	0.551	1.350	0.177
educa.1°Grd	0.517	1.677	0.514	1.006	0.315
educa.2°Grd/1°cicl	0.027	1.027	0.520	0.051	0.959
educa.2°Grd/2°cicl	0.493	1.637	0.528	0.933	0.351
soc.II	0.496	1.642	1.165	0.425	0.671
soc.IIIac	0.267	1.306	1.204	0.222	0.825
soc.IIIb	0.738	2.091	1.173	0.629	0.529
soc.IVa	-0.042	0.958	1.471	-0.029	0.977
soc.IVb	0.783	2.189	1.141	0.687	0.492
soc.V	-0.801	0.449	1.475	-0.543	0.587
soc.PARO	1.436	4.202	1.116	1.286	0.199
soc.PINV	2.131	8.420	1.128	1.889	0.058
soc.PJUB	0.758	2.135	1.197	0.634	0.526
soc.SL/Viu/Rest	1.027	2.793	1.090	0.942	0.346

n= 5016, number of events= 106

Likelihood ratio test= 33.11 on 14 df, p=0.002781

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom	RR Muj	LCI Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	2.154	1.357	3.417	2.105	0.714	6.203
educa.1°Grd	1.431	0.927	2.207	1.677	0.612	4.591
educa.2°Grd/1°cicl	1.264	0.817	1.955	1.027	0.371	2.847
educa.2°Grd/2°cicl	1.141	0.726	1.793	1.637	0.581	4.611
soc.II	0.950	0.439	2.055	1.642	0.167	16.120
soc.IIIac	1.050	0.515	2.139	1.306	0.123	13.815
soc.IIIb	0.607	0.239	1.546	2.091	0.210	20.821
soc.IVa	1.007	0.510	1.986	0.959	0.054	17.129
soc.IVb	1.195	0.554	2.577	2.189	0.234	20.488
soc.V	1.753	0.818	3.758	0.449	0.025	8.080
soc.PARO	3.783	1.917	7.465	4.202	0.471	37.473
soc.PINV	5.361	2.773	10.367	8.420	0.923	76.798
soc.PJUB	3.203	1.678	6.114	2.135	0.204	22.299
soc.SL/Viu/Rest	3.088	1.339	7.123	2.793	0.330	23.662

CAÍDAS ACCIDENTALES

ANEXO 3

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	0.117	1.124	0.536	0.218	0.828
educa.1ºGrd	0.158	1.171	0.463	0.342	0.733
educa.2ºGrd/1ºcicl	-0.197	0.821	0.475	-0.415	0.678
educa.2ºGrd/2ºcicl	-0.021	0.979	0.482	-0.044	0.965
soc.II	1.231	3.426	0.817	1.507	0.132
soc.IIIac	-0.067	0.935	0.955	-0.071	0.944
soc.IIIb	1.104	3.015	0.904	1.220	0.222
soc.IVa	0.981	2.667	0.821	1.195	0.232
soc.IVb	0.971	2.641	0.901	1.078	0.281
soc.V	1.793	6.008	0.859	2.086	0.037
soc.PARO	1.230	3.422	0.893	1.377	0.168
soc.PINV	1.934	6.915	0.826	2.341	0.019
soc.PJUB	0.713	2.040	0.822	0.868	0.386
soc.SL/Viu/Rest	1.383	3.985	1.046	1.321	0.186

n= 10501, number of events= 86

Likelihood ratio test= 25.92 on 14 df, p=0.02649

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom
educa.Anal/SinEst	1.124	0.393	3.214
educa.1ºGrd	1.172	0.473	2.904
educa.2ºGrd/1ºcicl	0.821	0.324	2.084
educa.2ºGrd/2ºcicl	0.979	0.381	2.516
soc.II	3.426	0.691	16.990
soc.IIIac	0.935	0.144	6.074
soc.IIIb	3.015	0.512	17.738
soc.IVa	2.667	0.534	13.329
soc.IVb	2.641	0.452	15.440
soc.V	6.008	1.115	32.380
soc.PARO	3.422	0.594	19.711
soc.PINV	6.915	1.369	34.921
soc.PJUB	2.040	0.408	10.214
soc.SL/Viu/Rest	3.985	0.513	30.990

SUICIDIOS Y LESIONES AUTOINFLINGIDAS

ANEXO 3

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	1.039	2.827	0.401	2.591	0.010
educa.1°Grd	0.650	1.916	0.373	1.742	0.081
educa.2°Grd/1°cicl	0.499	1.647	0.369	1.352	0.176
educa.2°Grd/2°cicl	0.180	1.197	0.381	0.473	0.637
soc.II	0.257	1.293	0.588	0.437	0.662
soc.IIIac	0.616	1.851	0.546	1.128	0.259
soc.IIIb	0.956	2.602	0.577	1.659	0.097
soc.IVa	0.092	1.096	0.552	0.166	0.868
soc.IVb	0.367	1.444	0.599	0.613	0.540
soc.V	0.371	1.449	0.627	0.591	0.554
soc.PARO	0.796	2.216	0.583	1.365	0.172
soc.PINV	1.360	3.895	0.551	2.466	0.014
soc.PJUB	0.595	1.813	0.544	1.093	0.274
soc.SL/Viu/Rest	0.096	1.100	0.873	0.109	0.913

n= 10501, number of events= 185

Likelihood ratio test= 48.39 on 14 df, p=1.131e-05

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	-0.408	0.665	0.644	-0.633	0.527
educa.1°Grd	-0.358	0.699	0.559	-0.639	0.523
educa.2°Grd/1°cicl	-0.245	0.783	0.548	-0.447	0.655
educa.2°Grd/2°cicl	-0.055	0.946	0.587	-0.094	0.925
soc.II	15.230	4115000	1818	0.008	0.993
soc.IIIac	15.600	5985000	1818	0.009	0.993
soc.IIIb	15.770	7057000	1818	0.009	0.993
soc.IVa	16.120	10060000	1818	0.009	0.993
soc.IVb	15.400	4890000	1818	0.008	0.993
soc.V	15.820	7394000	1818	0.009	0.993
soc.PARO	15.980	8671000	1818	0.009	0.993
soc.PINV	17.240	30790000	1818	0.009	0.992
soc.PJUB	16.080	9581000	1818	0.009	0.993
soc.SL/Viu/Rest	15.790	7231000	1818	0.009	0.993

n= 5016, number of events= 62

Likelihood ratio test= 14.68 on 14 df, p=0.4003

	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom	RR Muj	LCI Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	2.827	1.288	6.206	0.665	0.1883	2.35
educa.1°Grd	1.916	0.922	3.982	0.699	0.2337	2.093
educa.2°Grd/1°cicl	1.647	0.799	3.396	0.783	0.2671	2.292
educa.2°Grd/2°cicl	1.197	0.568	2.526	0.946	0.2994	2.99
soc.II	1.293	0.408	4.097	4115000	0	Inf
soc.IIIac	1.851	0.635	5.396	5985000	0	Inf
soc.IIIb	2.602	0.841	8.057	7057000	0	Inf
soc.IVa	1.096	0.372	3.230	10060000	0	Inf
soc.IVb	1.444	0.447	4.665	4890000	0	Inf
soc.V	1.449	0.424	4.957	7394000	0	Inf
soc.PARO	2.216	0.707	6.947	8671000	0	Inf
soc.PINV	3.895	1.322	11.479	30790000	0	Inf
soc.PJUB	1.813	0.624	5.269	9581000	0	Inf
soc.SL/Viu/Rest	1.100	0.199	6.095	7231000	0	Inf

HOMBRES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	1.457	4.292	0.520	2.803	0.005
educa.1ºGrd	1.283	3.606	0.485	2.644	0.008
educa.2ºGrd/1ºcicl	1.283	3.608	0.480	2.676	0.007
educa.2ºGrd/2ºcicl	1.206	3.339	0.477	2.530	0.011
soc.II	0.204	1	1	0.321	0.748
soc.IIIac	0.147	1	1	0.245	0.807
soc.IIIb	0.812	2	1	1.314	0.189
soc.IVa	0.444	2	1	0.768	0.443
soc.IVb	0.455	2	1	0.735	0.463
soc.V	0.231	1	1	0.348	0.728
soc.PARO	0.748	2	1	1.218	0.223
soc.PINV	0.296	1	1	0.464	0.642
soc.PJUB	0.407	2	1	0.691	0.490
soc.SL/Viu/Rest	0.677	2	1	0.905	0.366

n= 10501, number of events= 182

Likelihood ratio test= 29.39 on 14 df, p=0.009248

MUJERES	coef	exp(coef)	se(coef)	z	Pr(> z)
educa.Anal/SinEst	-0.369	0.692	0.727	-0.508	0.612
educa.1ºGrd	-0.353	0.703	0.581	-0.607	0.544
educa.2ºGrd/1ºcicl	-0.154	0.857	0.548	-0.281	0.779
educa.2ºGrd/2ºcicl	-0.060	0.942	0.573	-0.105	0.916
soc.II	0.507	2	1	0.599	0.549
soc.IIIac	-1.228	0	1	-0.966	0.334
soc.IIIb	-0.126	1	1	-0.114	0.909
soc.IVa	-15.870	0	2529	-0.006	0.995
soc.IVb	0.425	2	1	0.461	0.645
soc.V	0.466	2	1	0.474	0.635
soc.PARO	-0.040	1	1	-0.040	0.968
soc.PINV	0.665	2	1	0.606	0.544
soc.PJUB	-0.276	1	1	-0.209	0.835
soc.SL/Viu/Rest	0.276	1	1	0.320	0.749

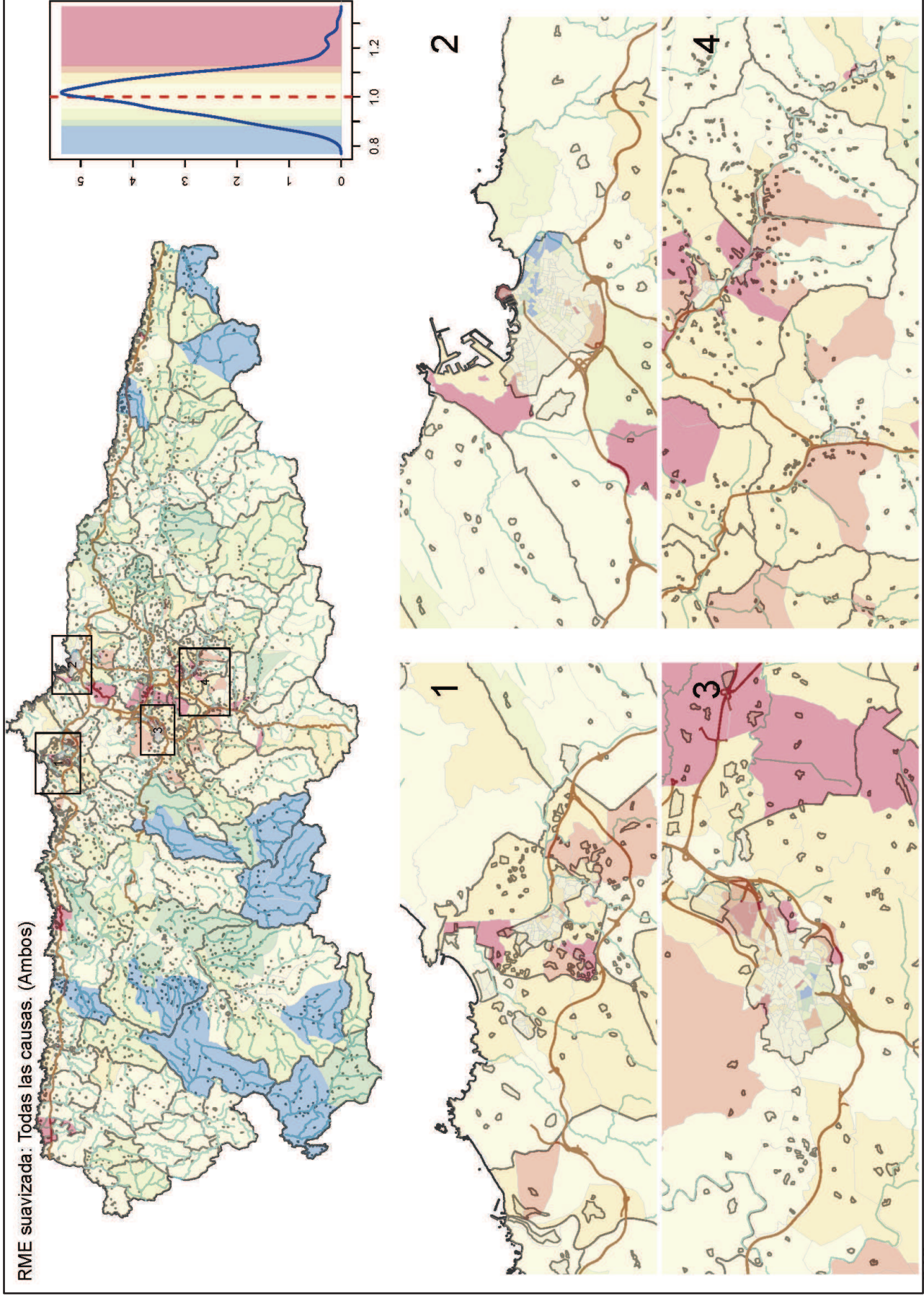
n= 5016, number of events= 54

Likelihood ratio test= 9.1 on 14 df, p=0.8245

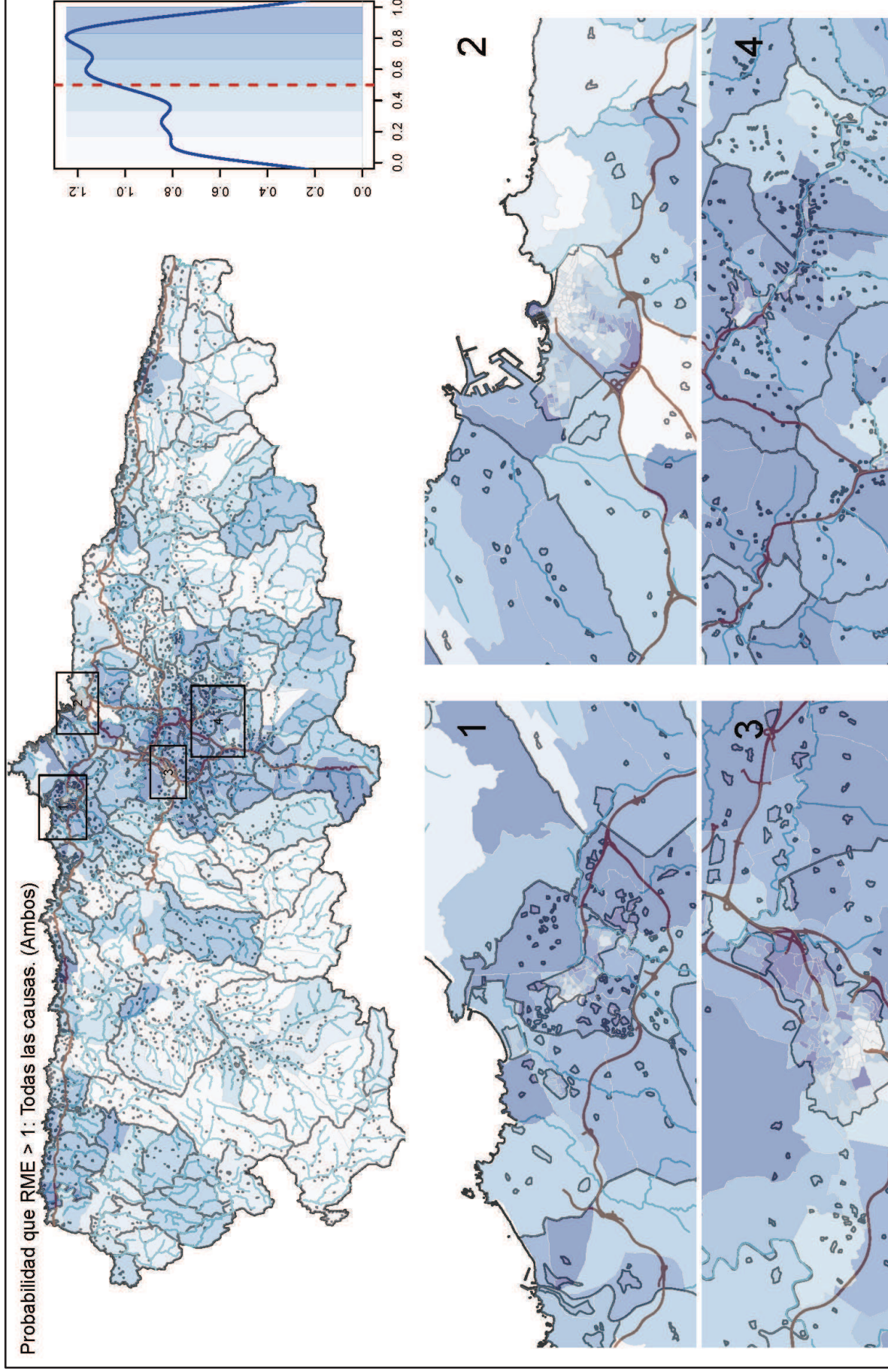
	RR Hom	LCI Hom	LSC Hom	RR Muj	LCI Muj	LCS Muj
educa.Anal/SinEst	4.291	1.550	11.884	0.692	0.166	2.874
educa.1ºGrd	3.606	1.393	9.331	0.703	0.225	2.195
educa.2ºGrd/1ºcicl	3.608	1.410	9.233	0.857	0.293	2.509
educa.2ºGrd/2ºcicl	3.339	1.312	8.496	0.942	0.306	2.895
soc.II	1.226	0.354	4	1.661	0.316	8.721
soc.IIIac	1.158	0.357	4	0.293	0.024	3.534
soc.IIIb	2.253	0.671	8	0.882	0.102	7.625
soc.IVa	1.559	0.502	5	0.000	0.000	Inf
soc.IVb	1.577	0.468	5	1.530	0.250	9.349
soc.V	1.259	0.343	5	1.593	0.232	10.921
soc.PARO	2.112	0.634	7	0.961	0.136	6.779
soc.PINV	1.344	0.386	5	1.944	0.226	16.700
soc.PJUB	1.502	0.474	5	0.759	0.057	10.088
soc.SL/Viu/Rest	1.968	0.454	9	1.318	0.244	7.124

X.MAPAS

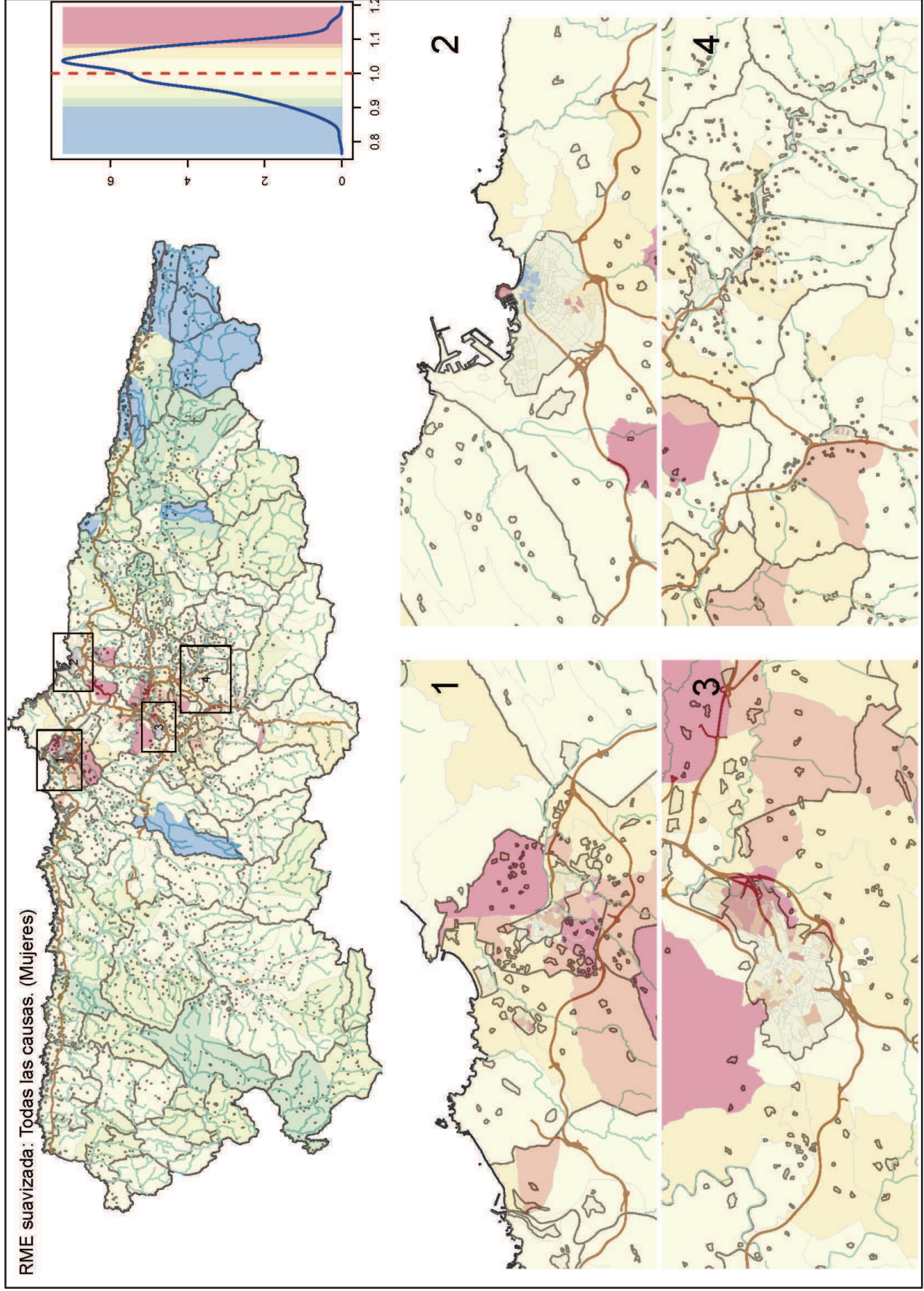
RME suavizada: Todas las causas. (Ambos)



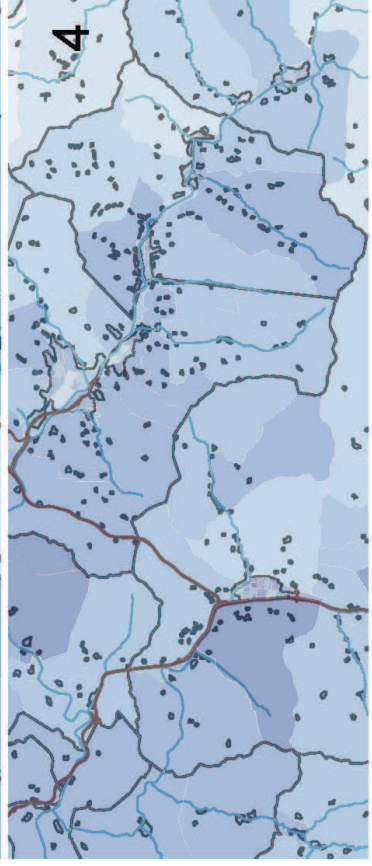
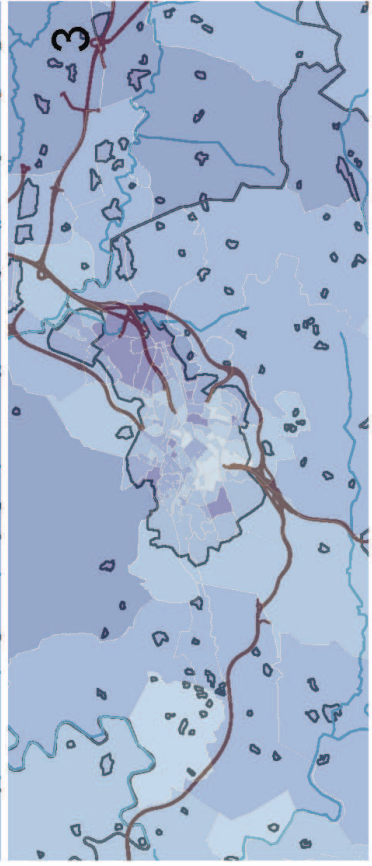
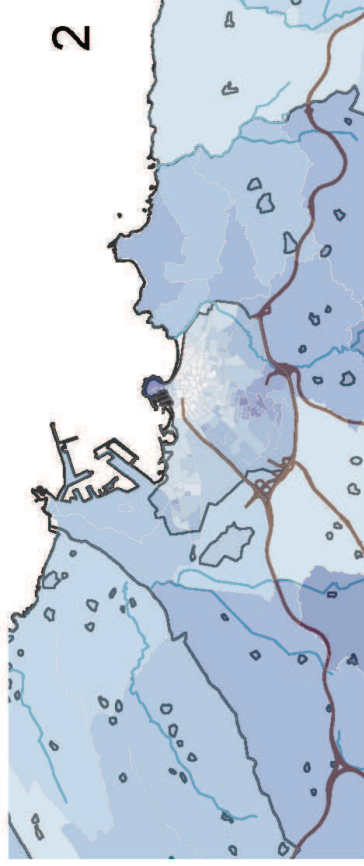
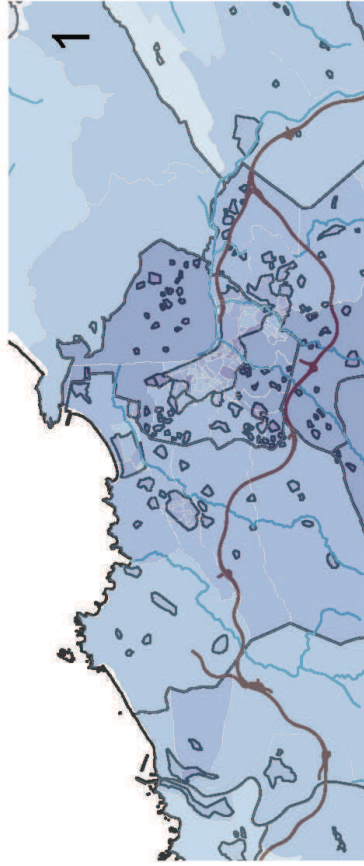
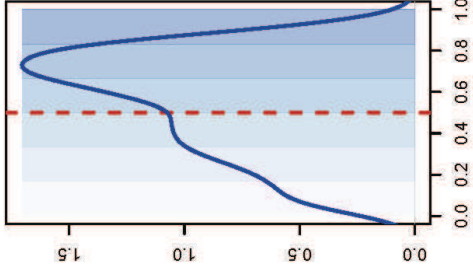
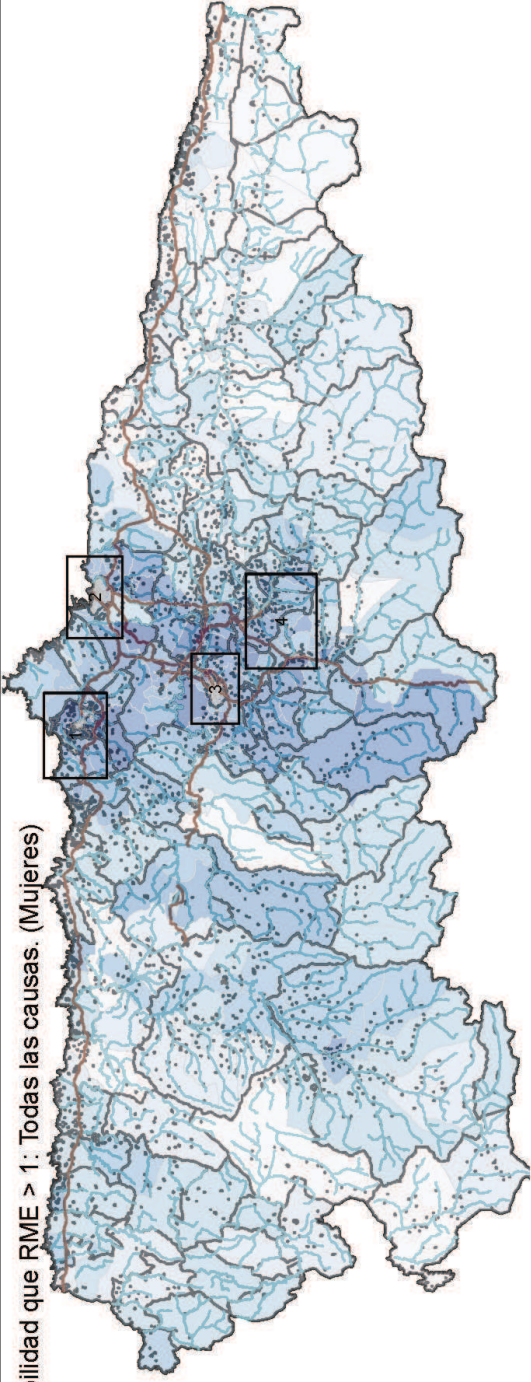
Probabilidad que RME > 1: Todas las causas. (Ambos)



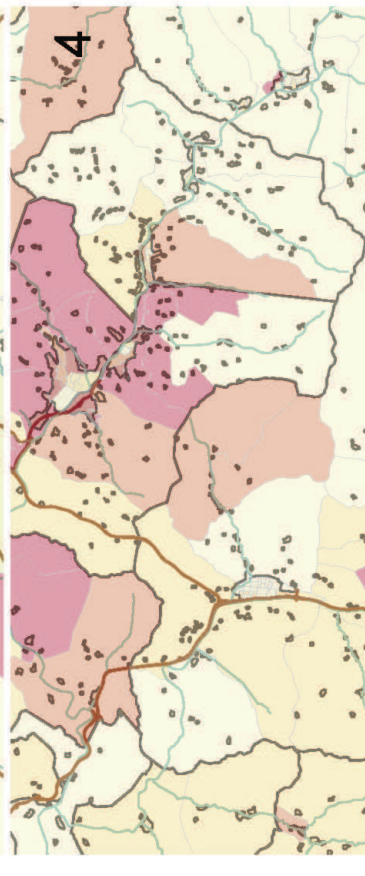
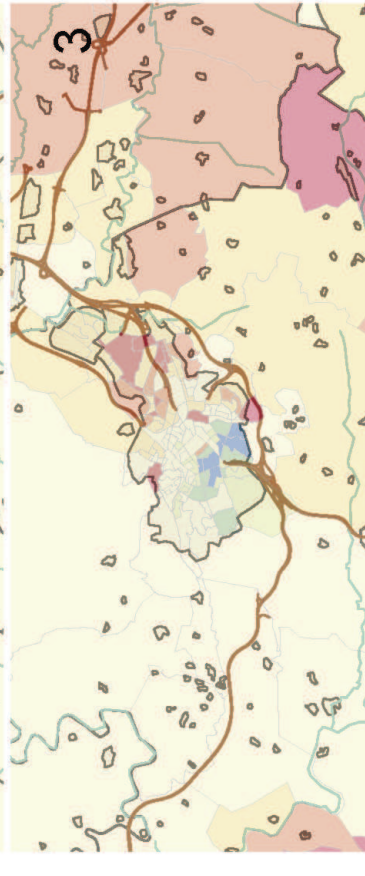
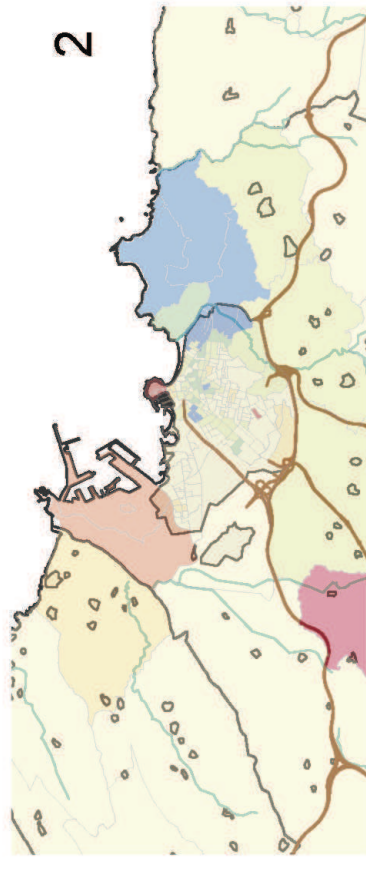
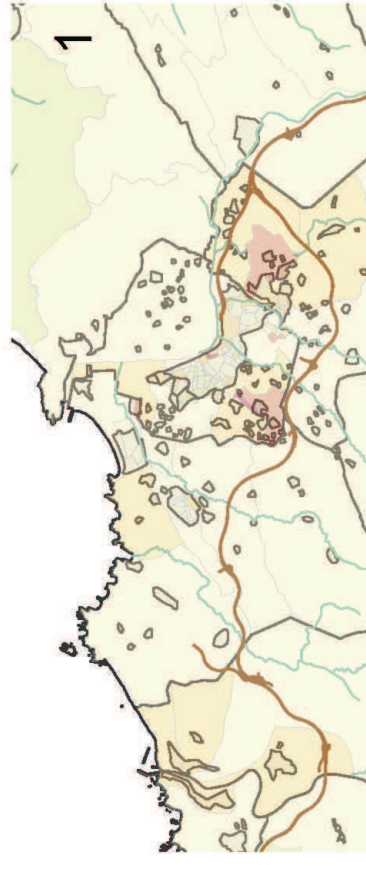
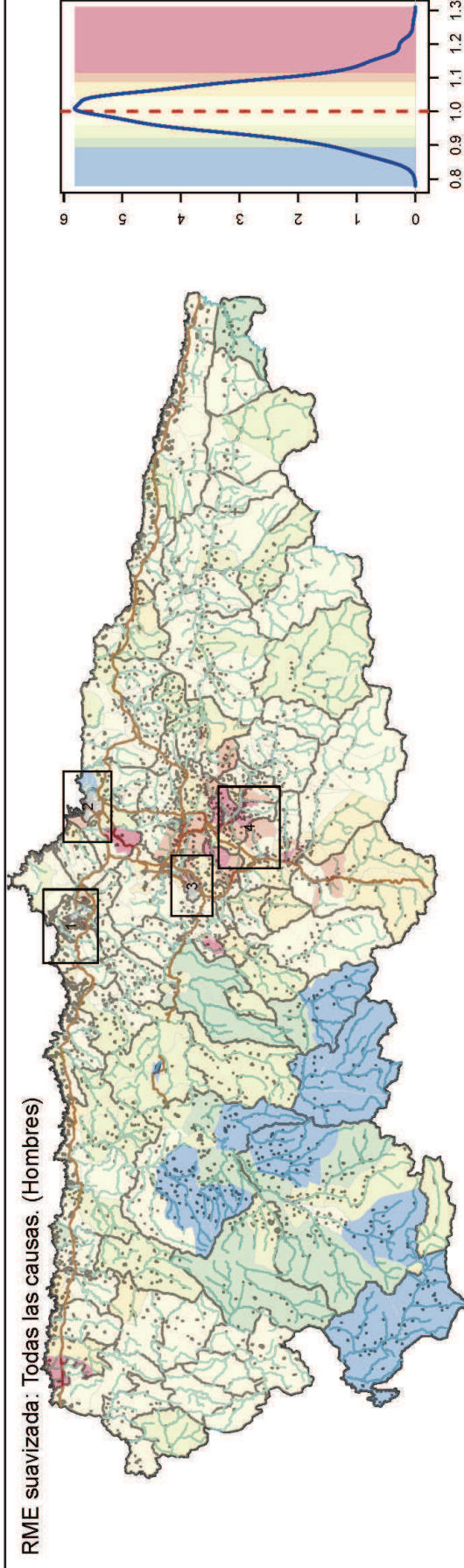
RME suavizada: Todas las causas. (Mujeres)



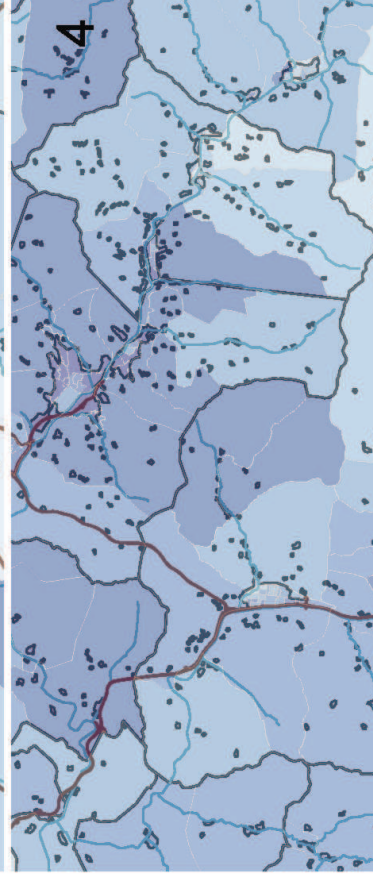
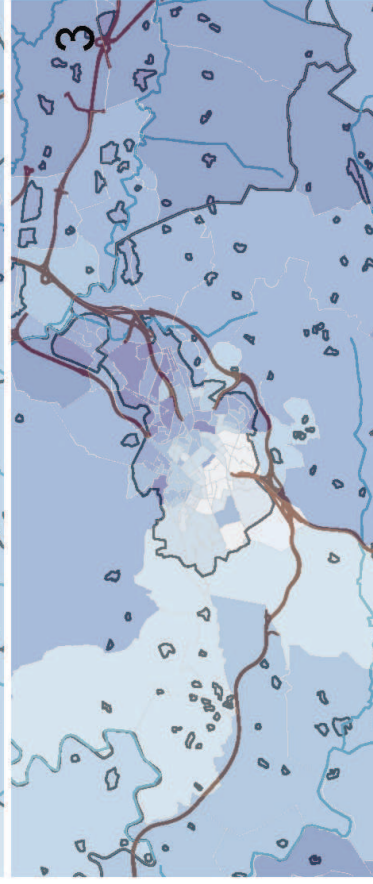
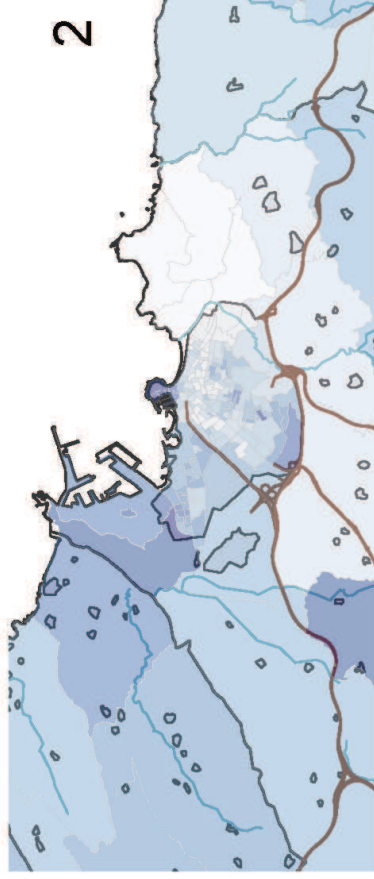
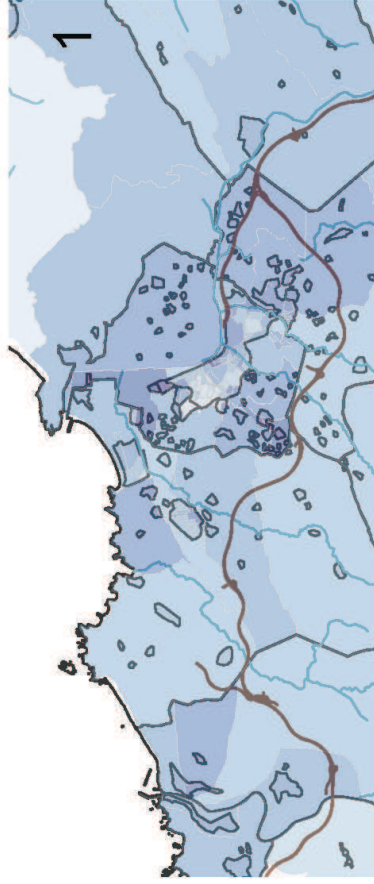
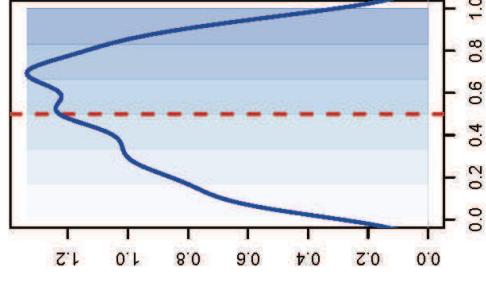
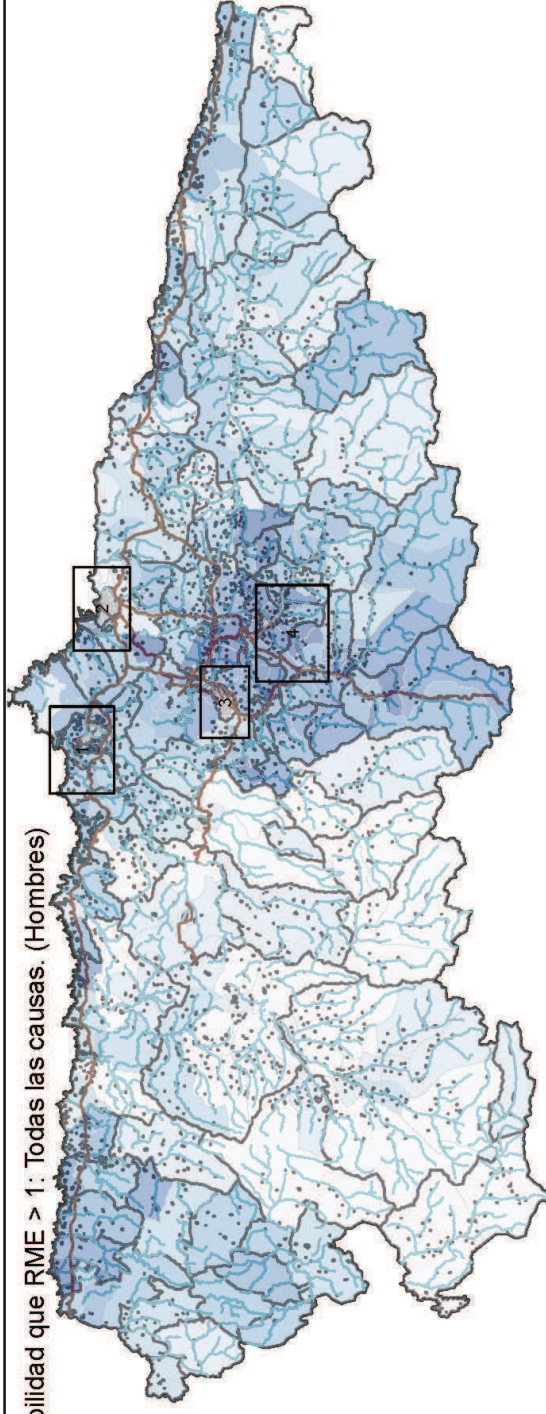
Probabilidad que RME > 1: Todas las causas. (Mujeres)



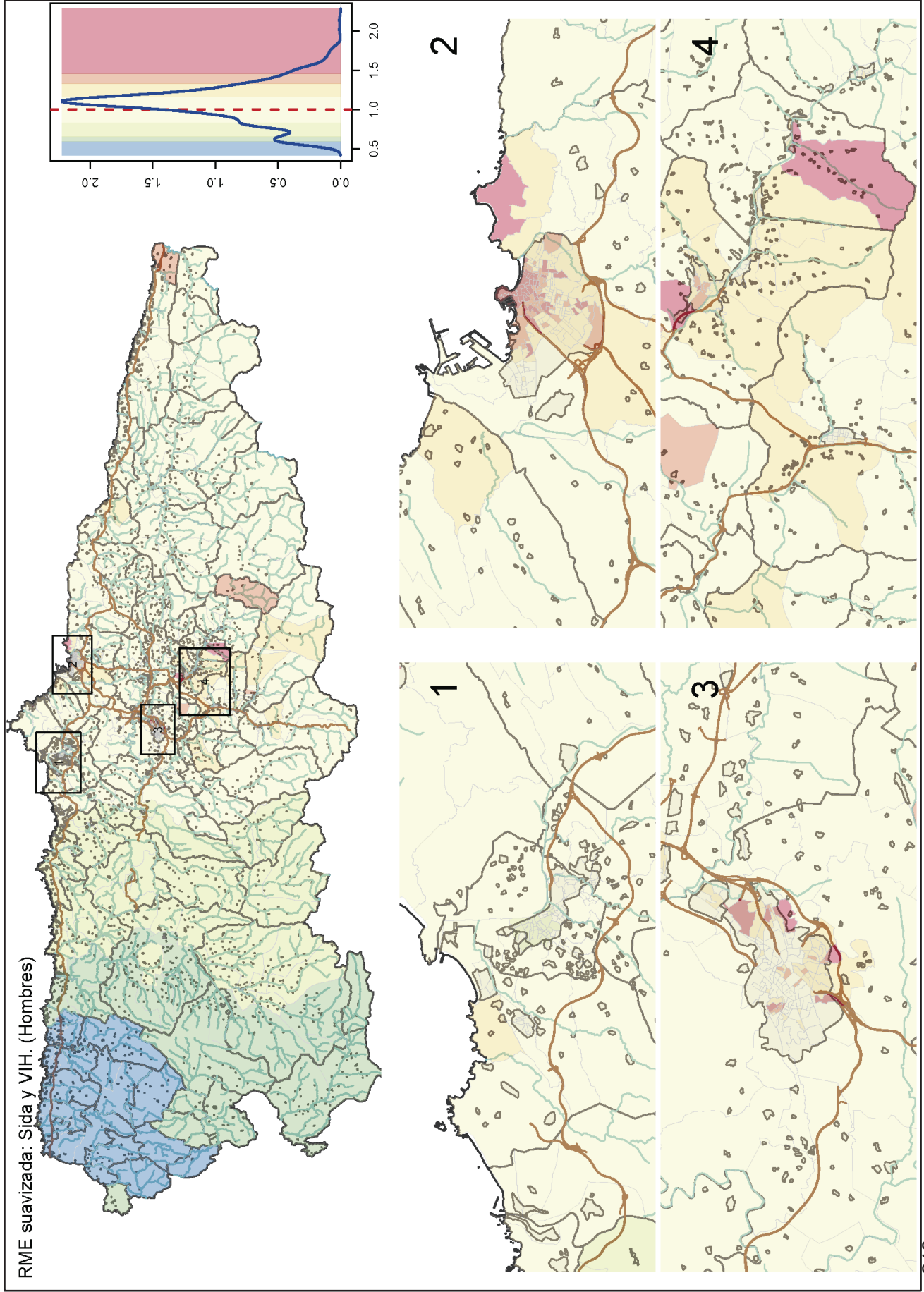
RME suavizada: Todas las causas. (Hombres)



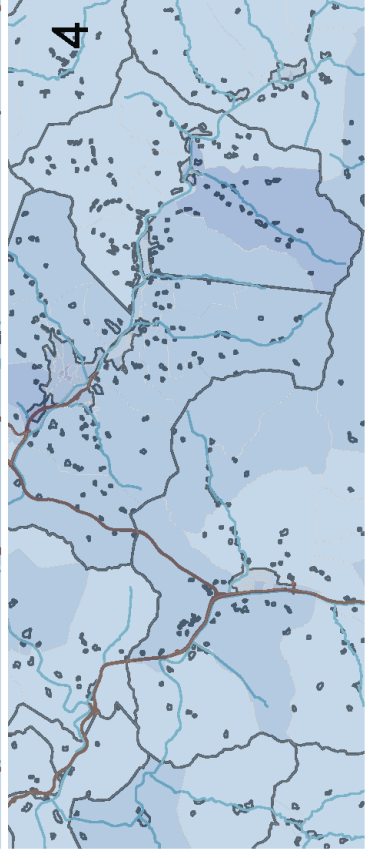
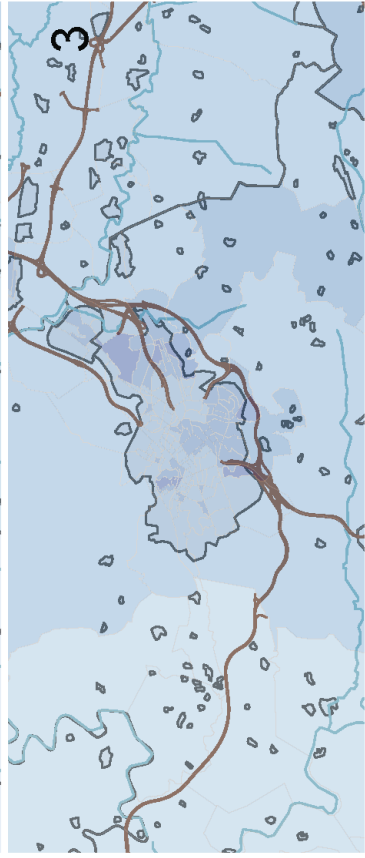
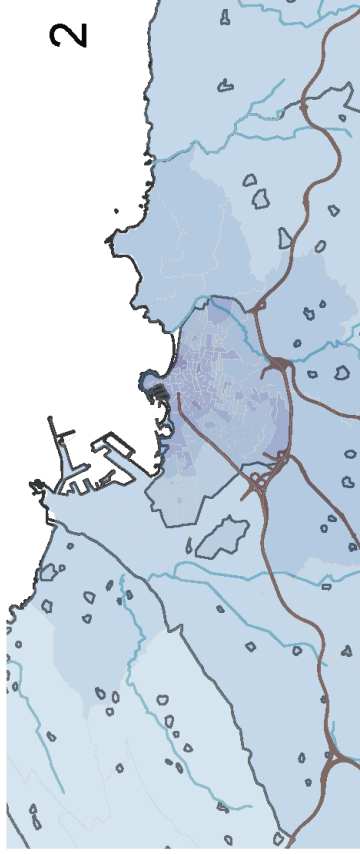
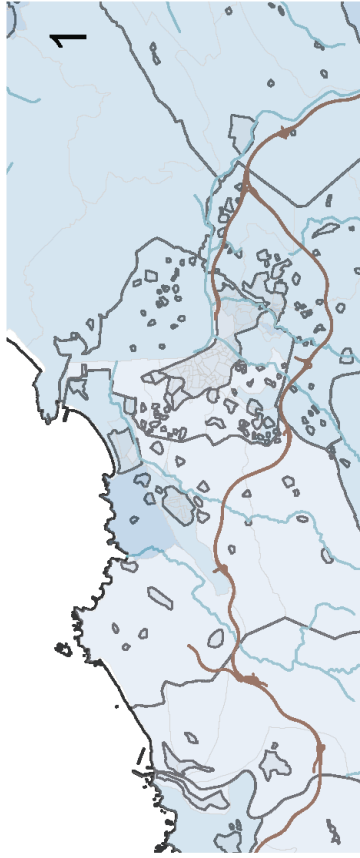
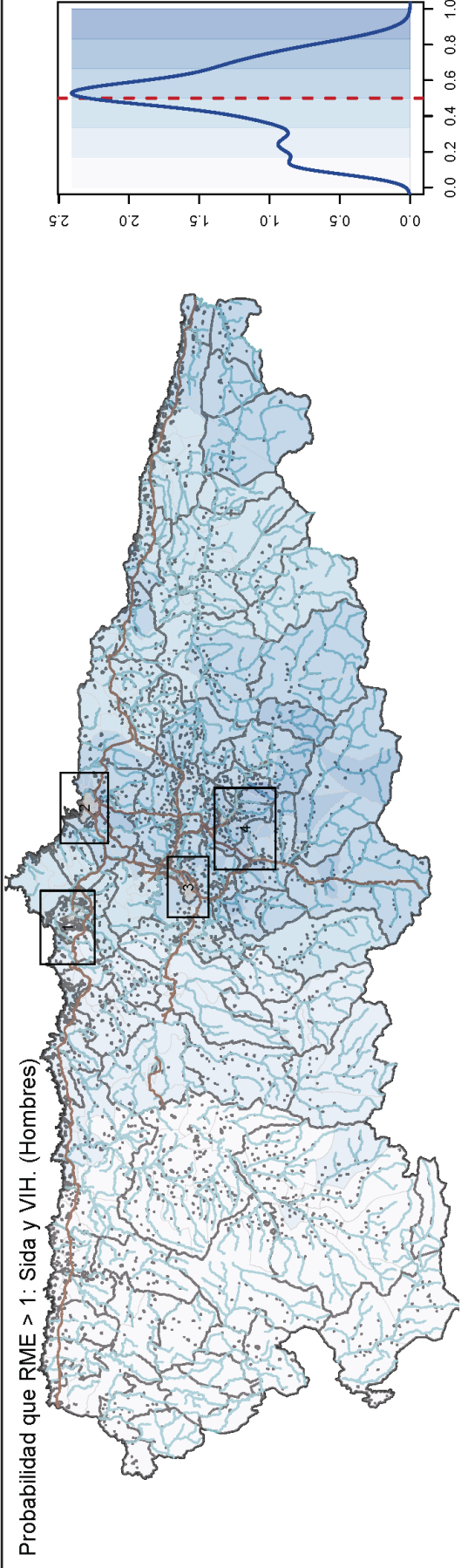
Probabilidad que $RME > 1$: Todas las causas. (Hombres)



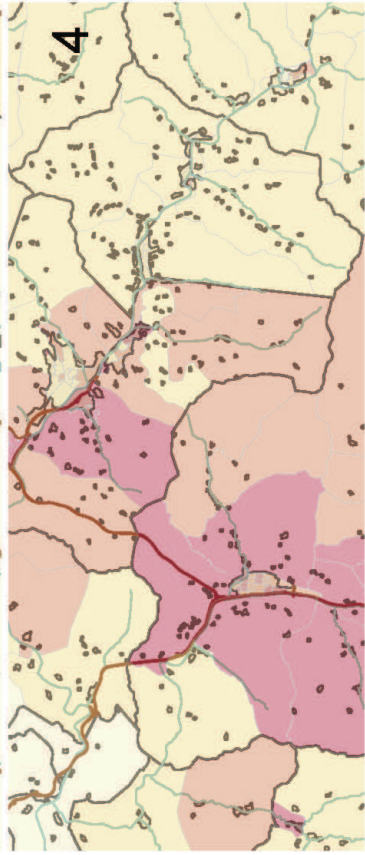
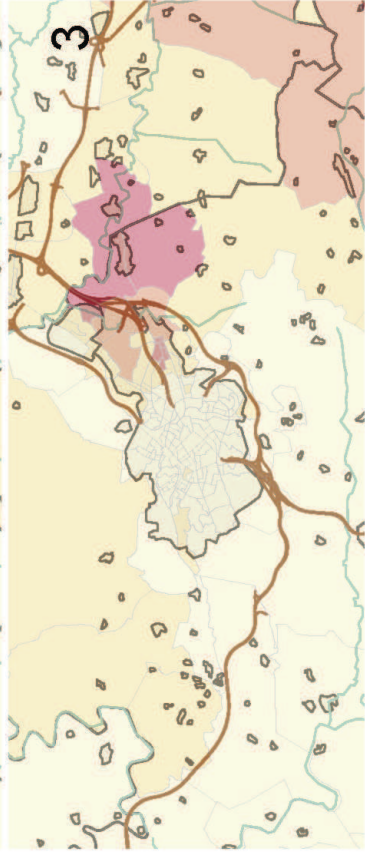
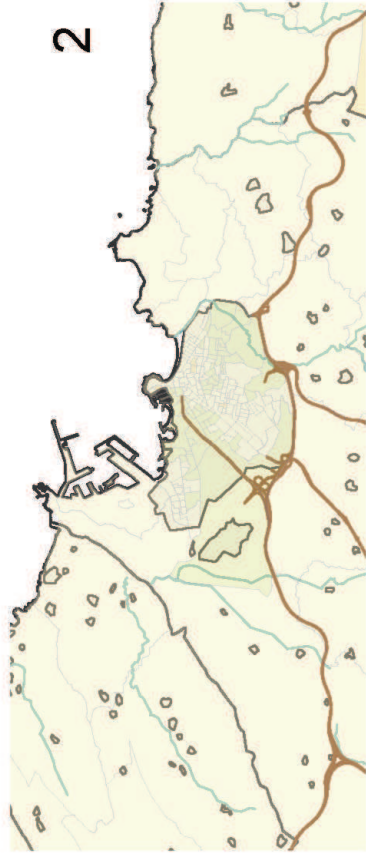
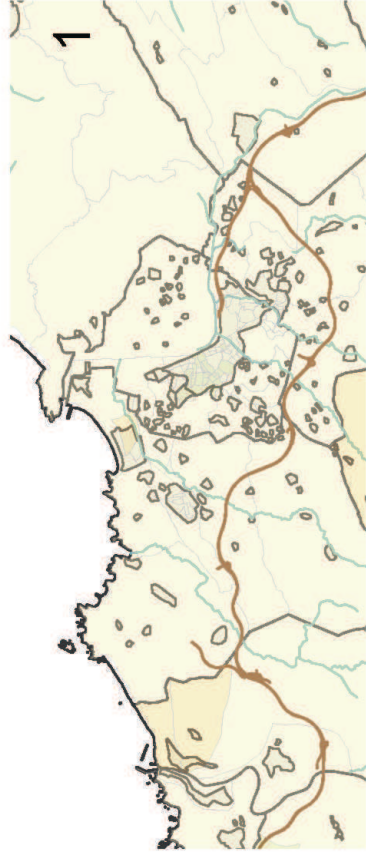
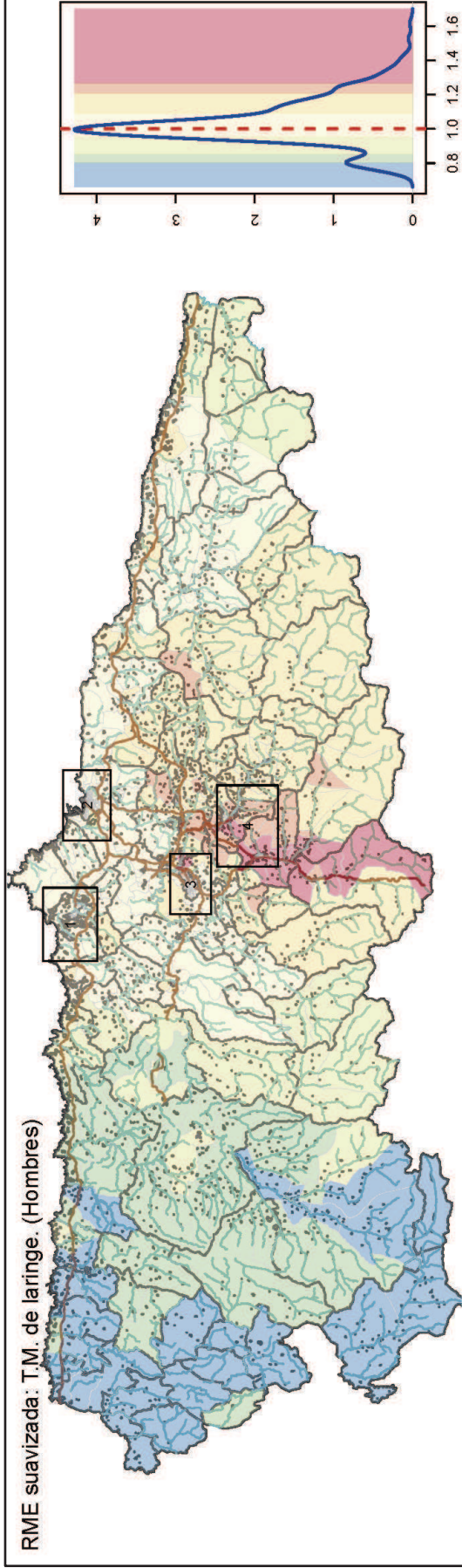
RME suavizada: Sida y VIH. (Hombres)



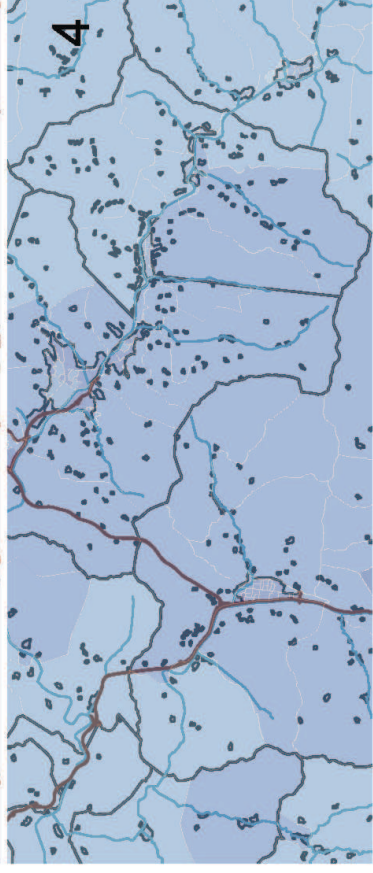
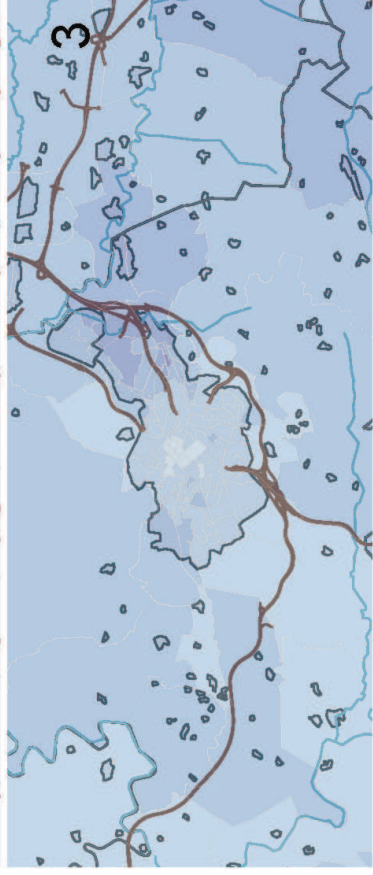
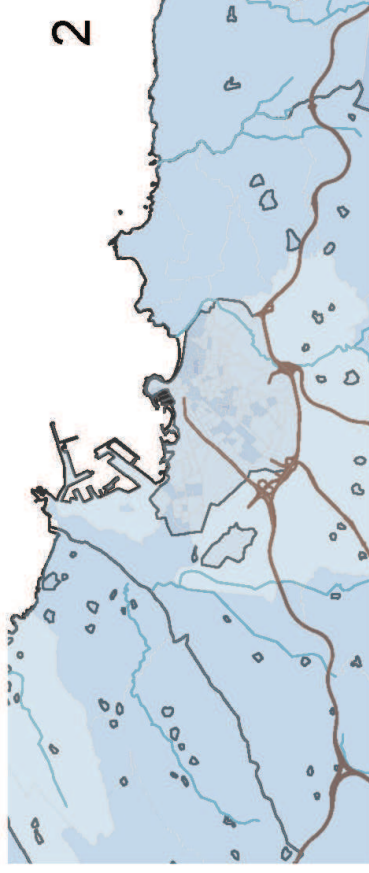
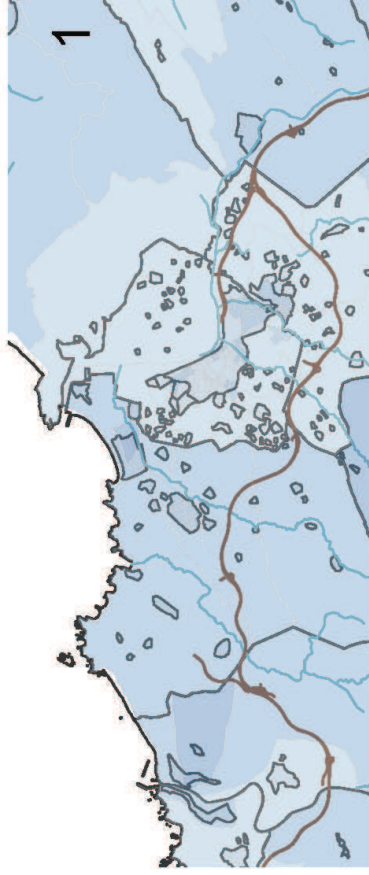
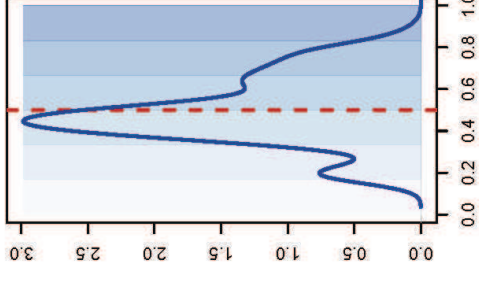
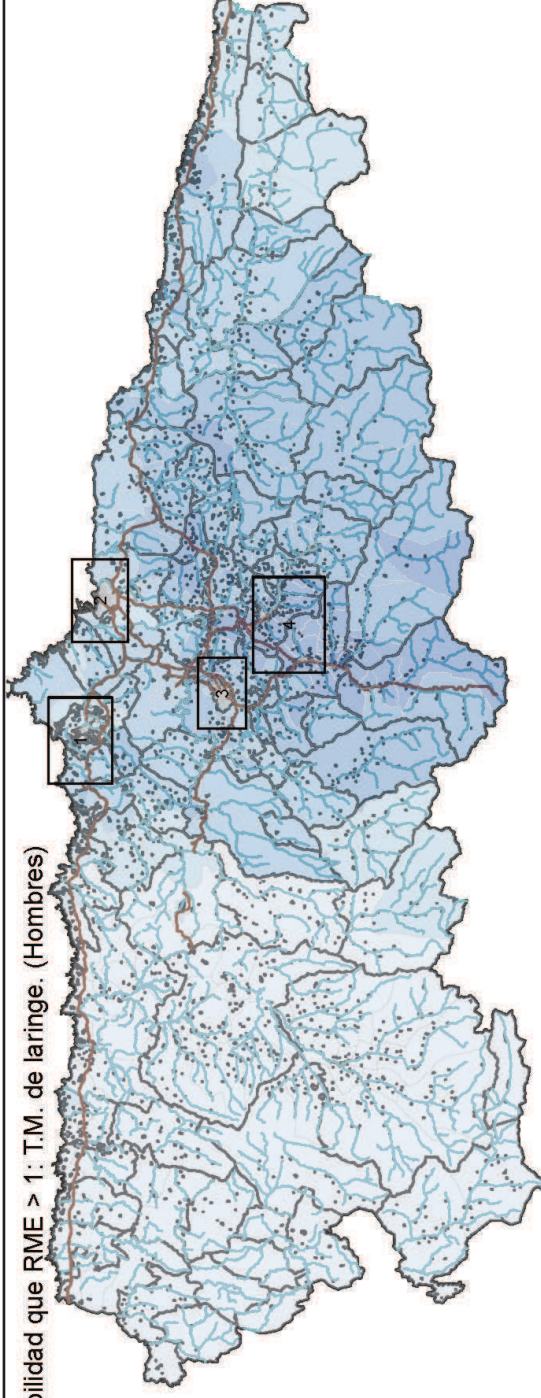
Probabilidad que RME > 1: Sida y VIH. (Hombres)



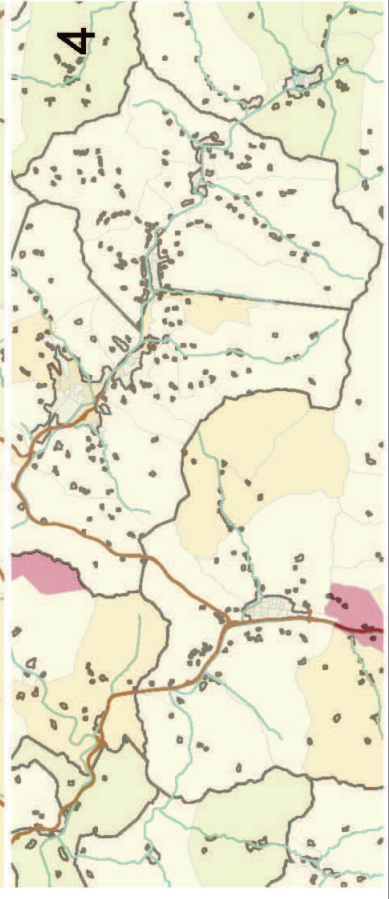
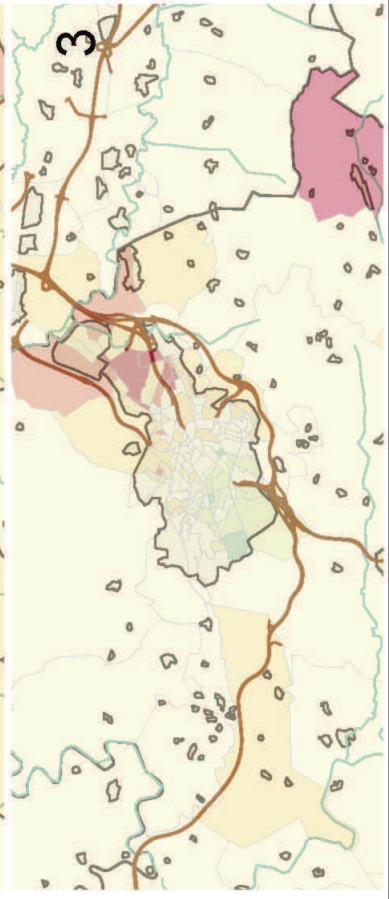
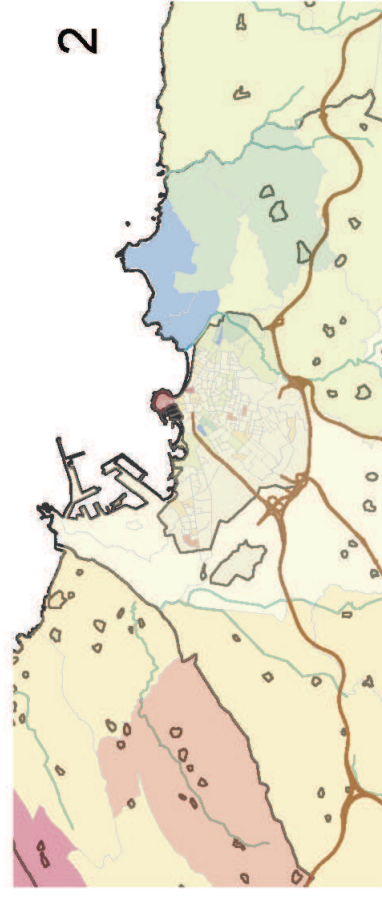
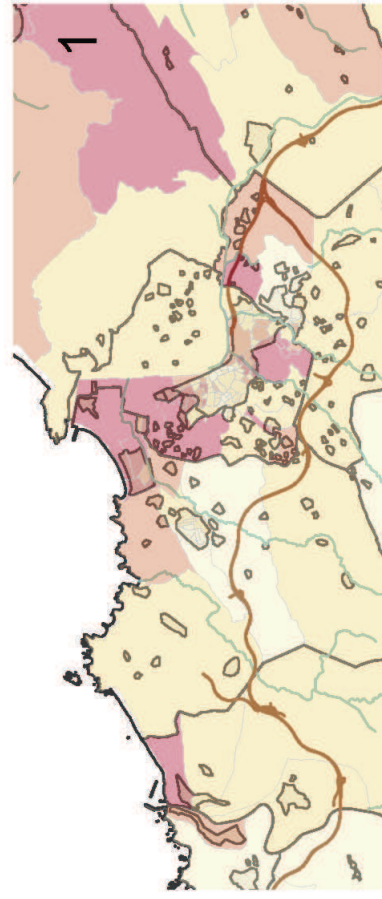
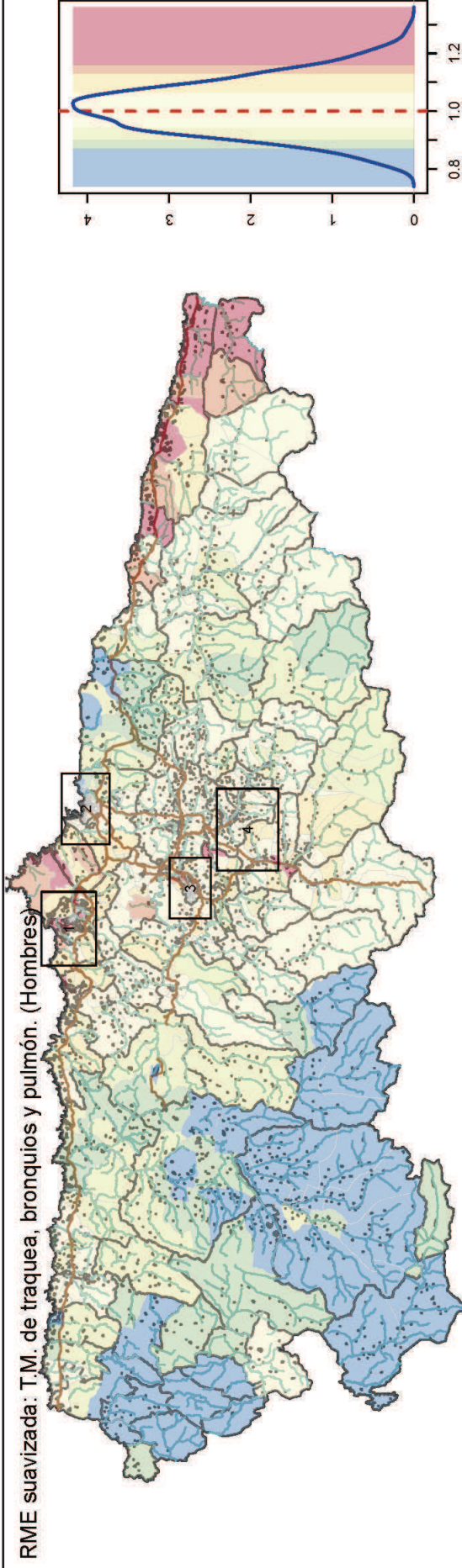
RME suavizada: T.M. de laringe. (Hombres)



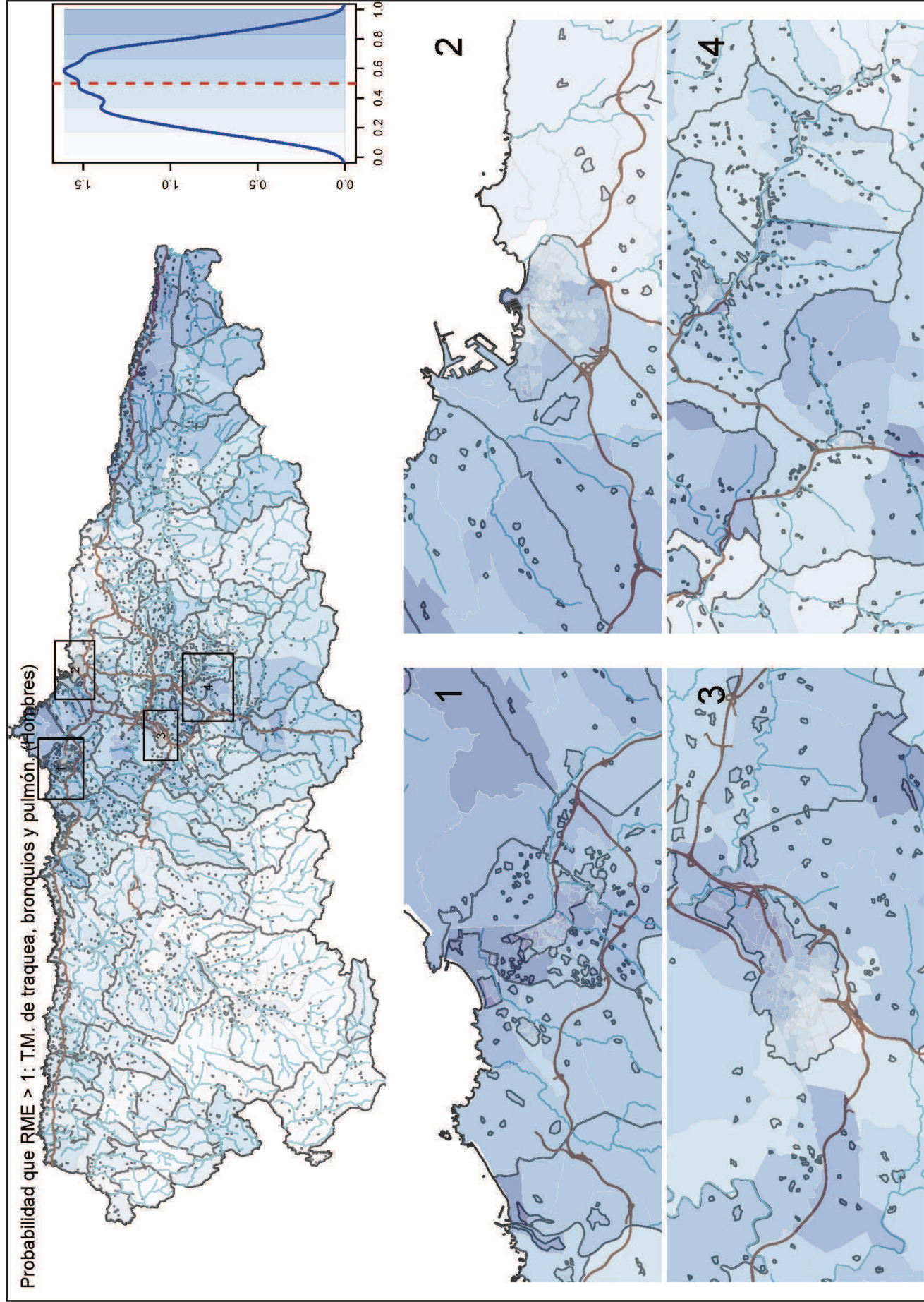
Probabilidad que RME > 1: T.M. de laringe. (Hombres)



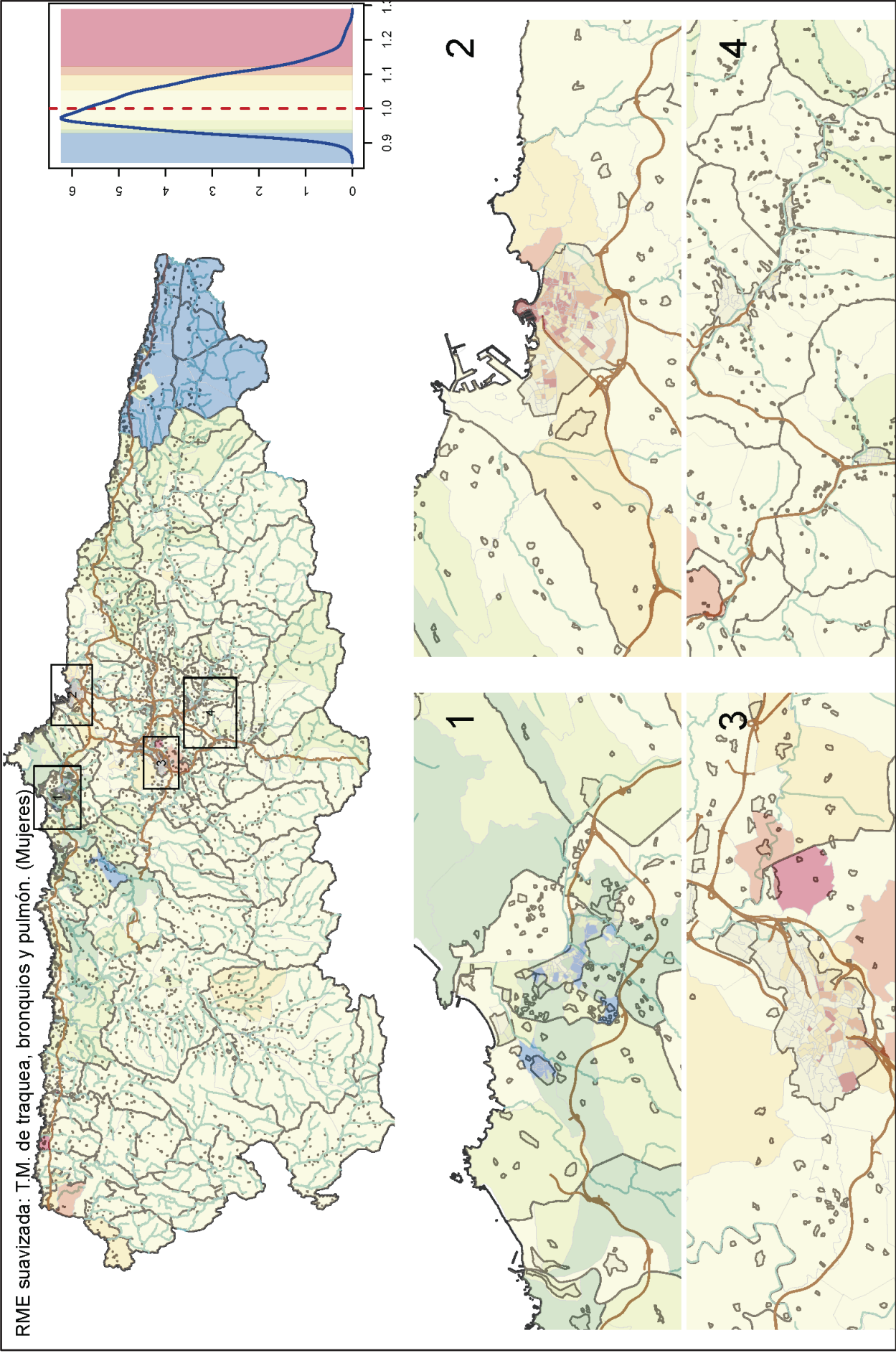
RME suavizada: T.M. de traquea, bronquios y pulmón. (Hombres)



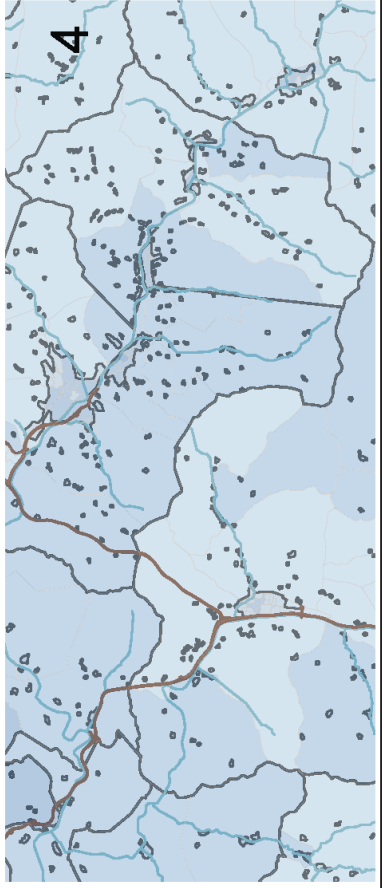
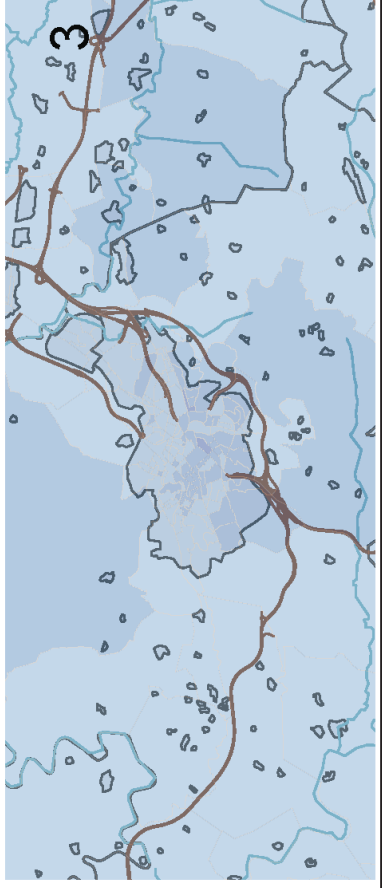
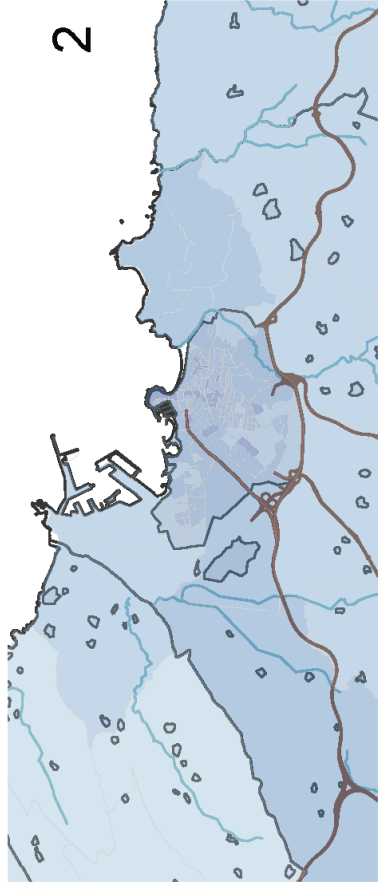
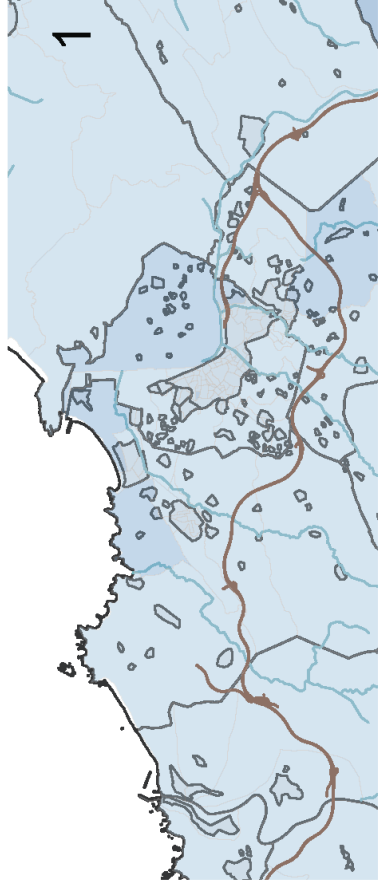
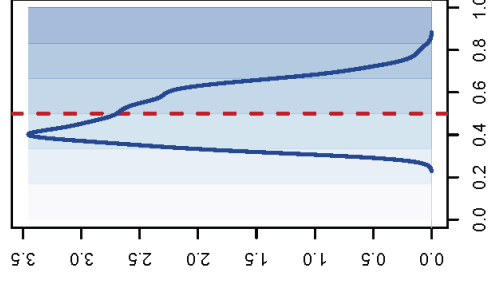
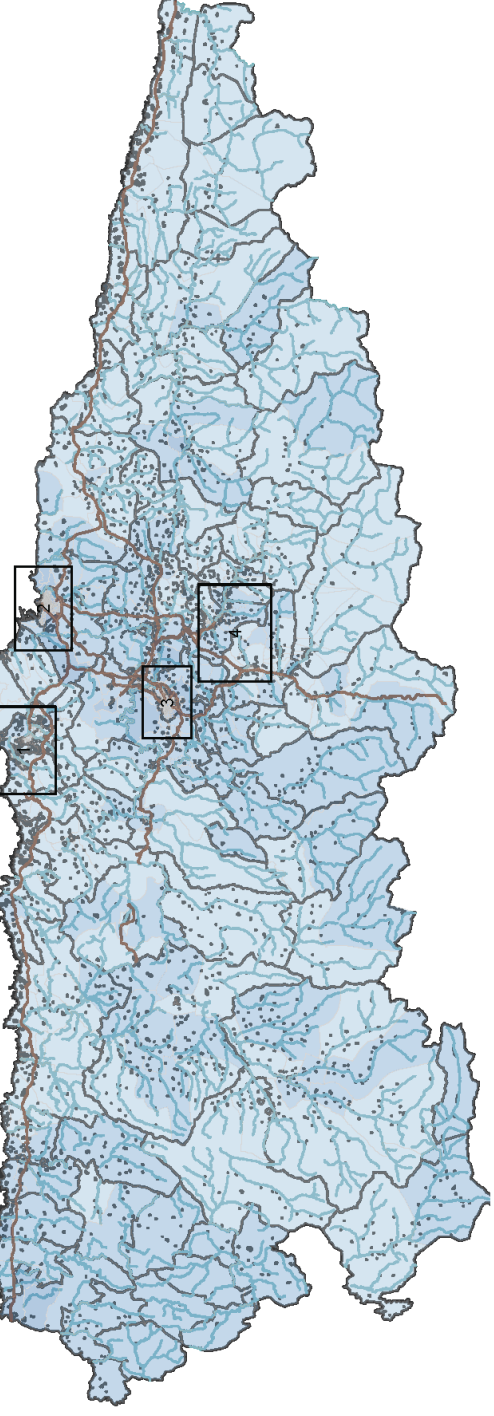
Probabilidad que RME > 1: T.M. de traquea, bronquios y pulmón. (Hombres)



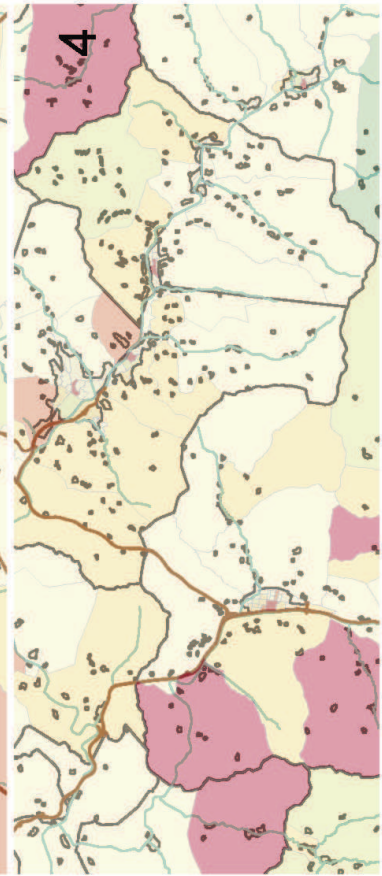
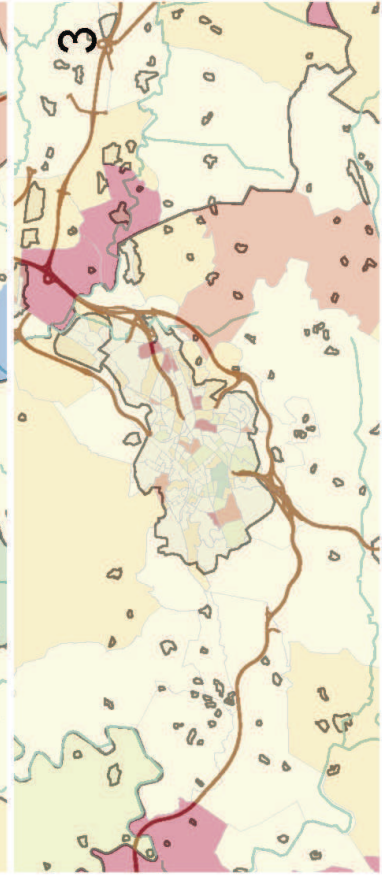
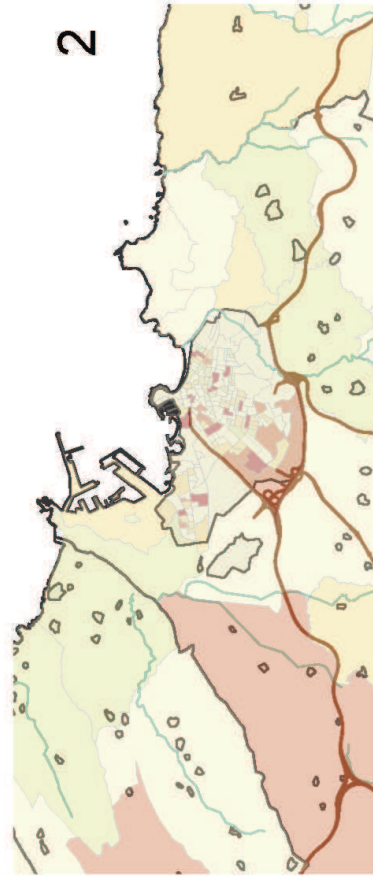
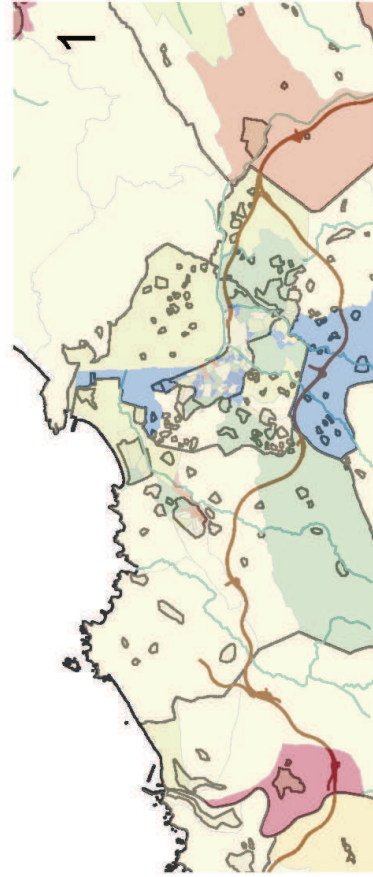
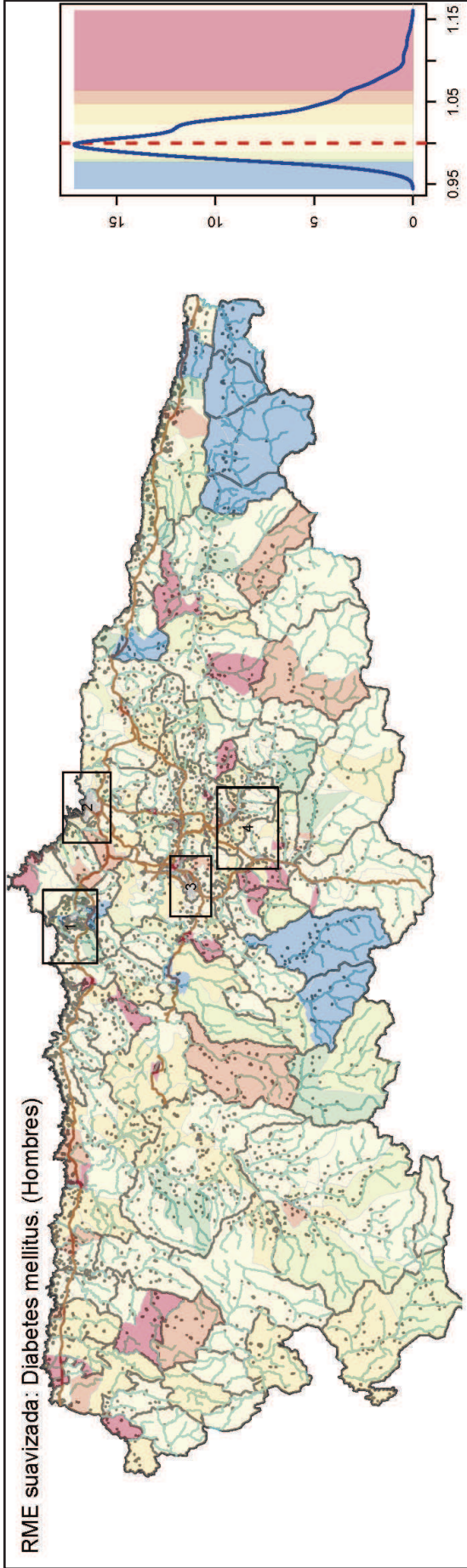
RME suavizada: T.M. de traquea, bronquios y pulmón. (Mujeres)



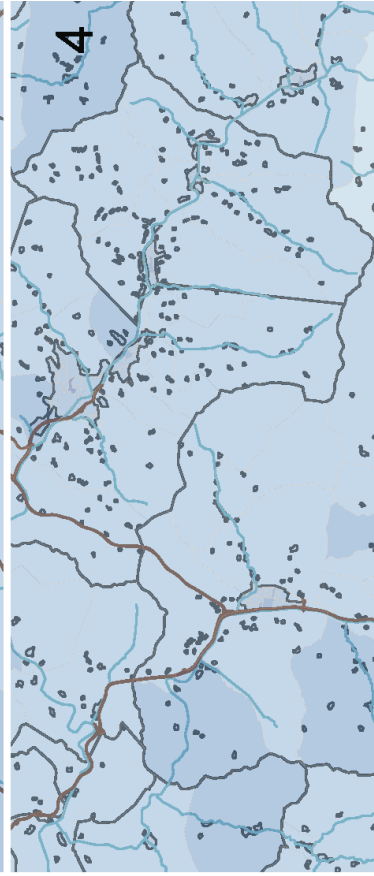
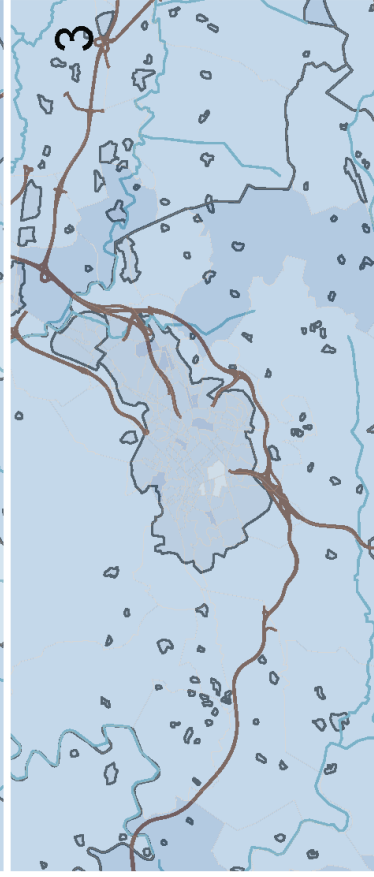
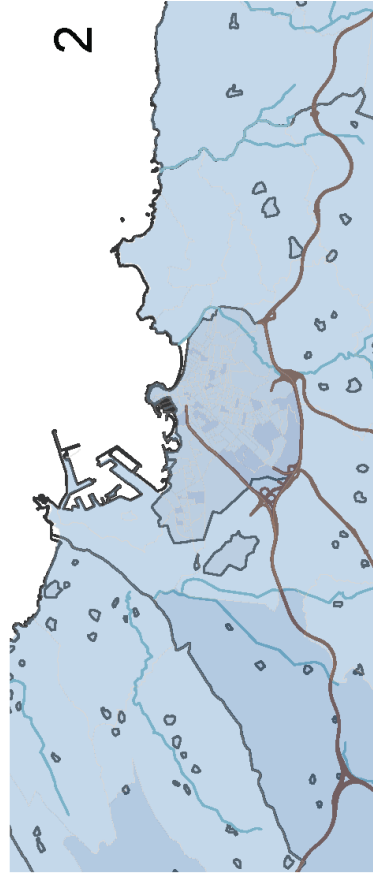
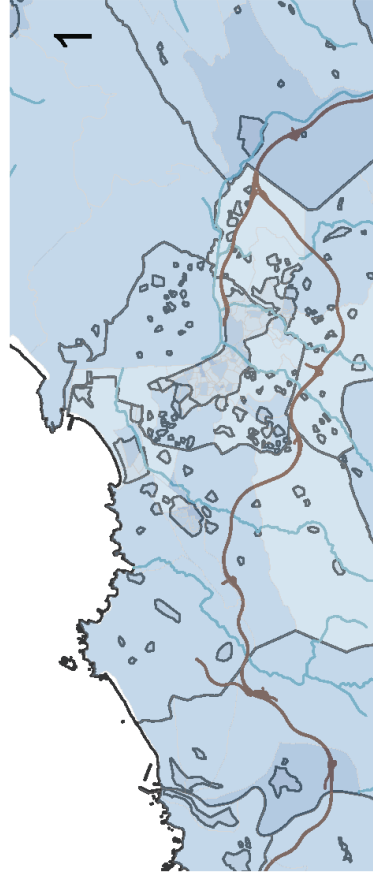
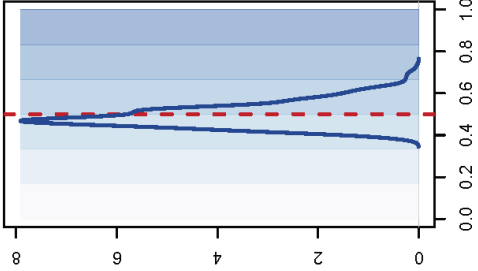
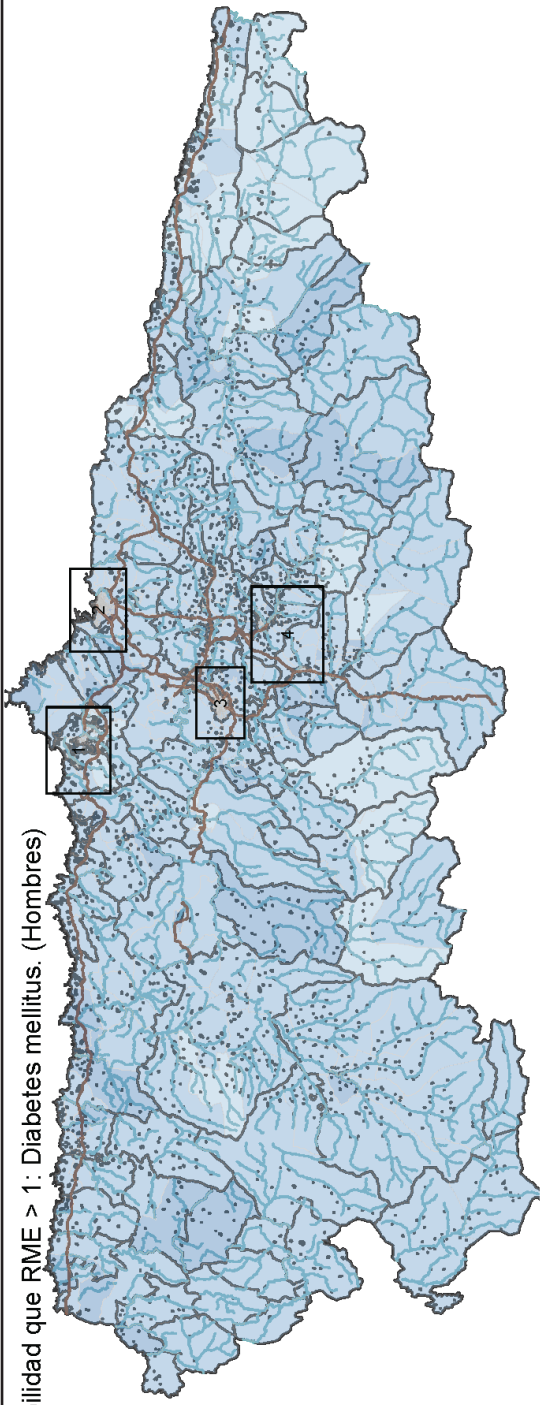
Probabilidad que RME > 1: T.M. de traquea, bronquios y pulmón. (Mujeres)



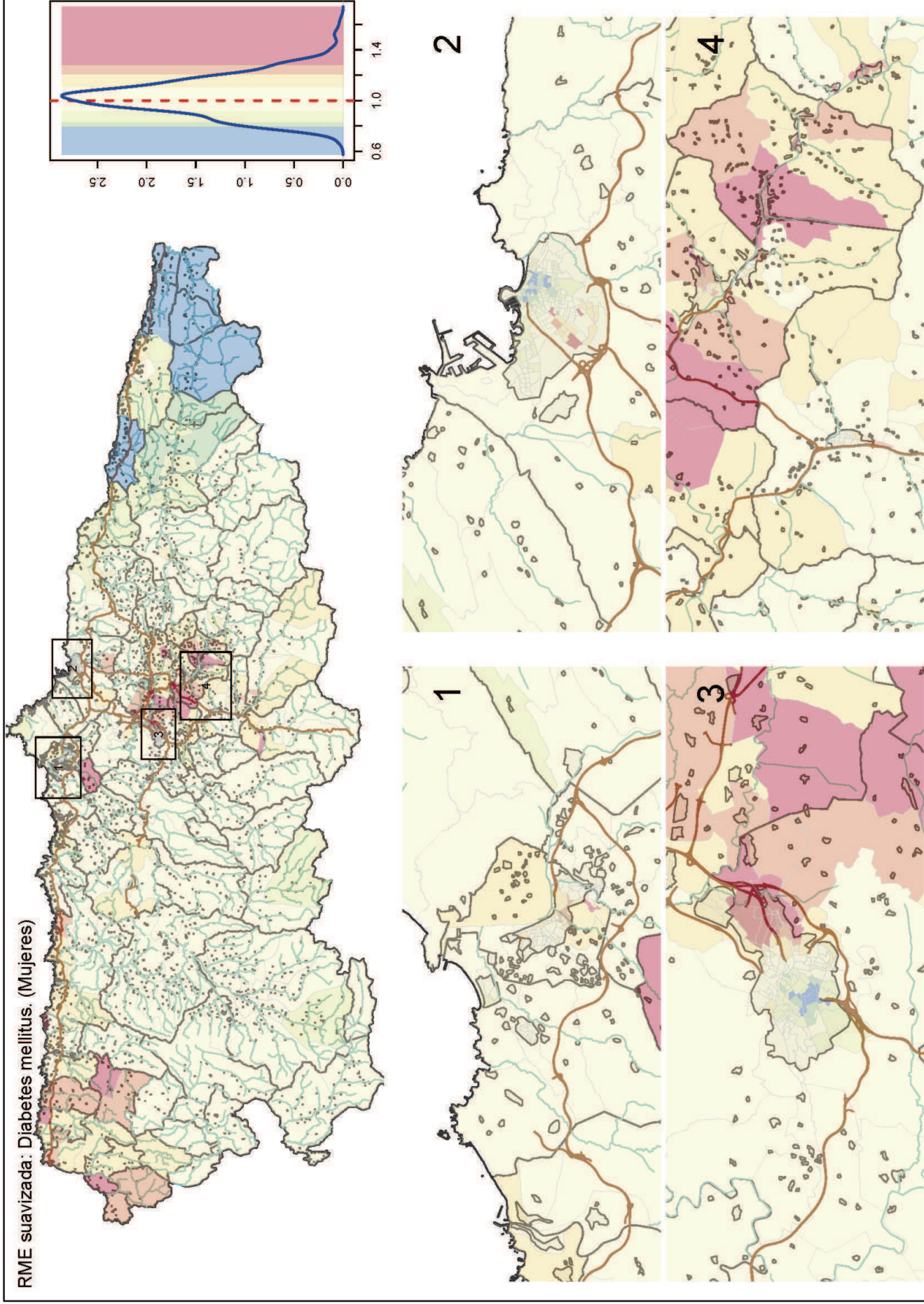
RME suavizada: Diabetes mellitus. (Hombres)



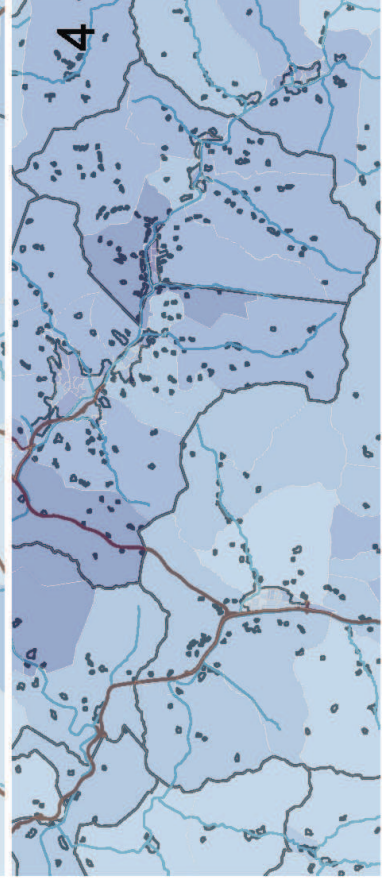
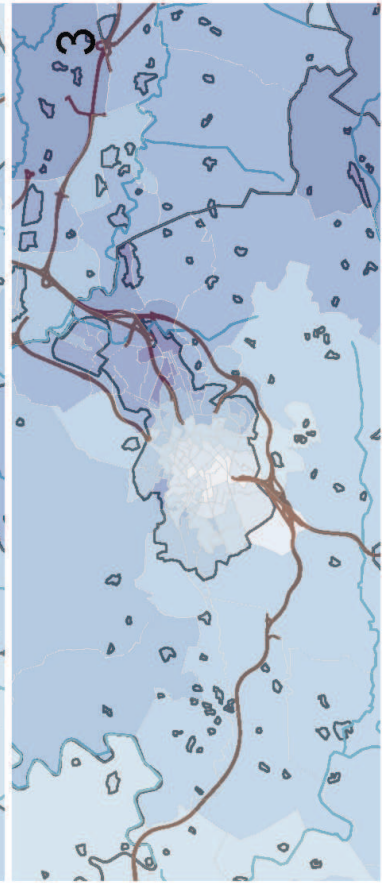
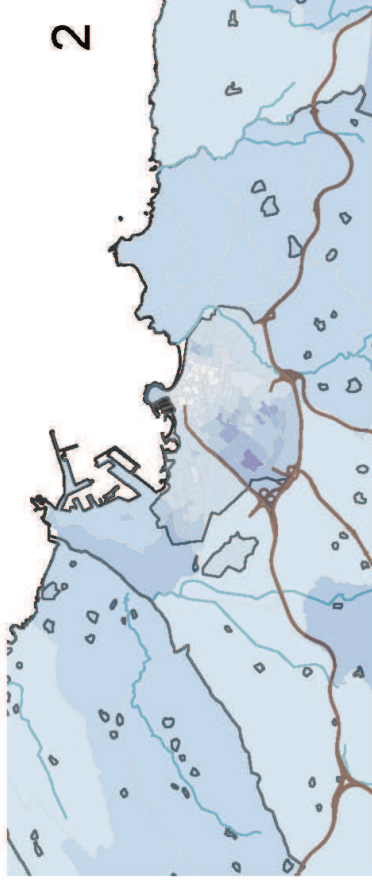
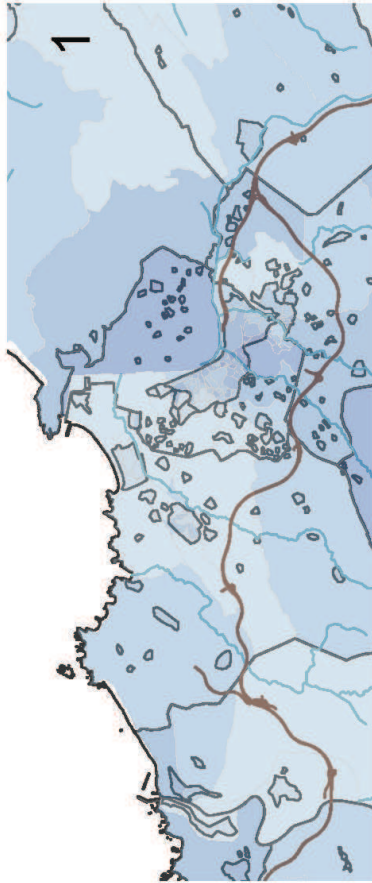
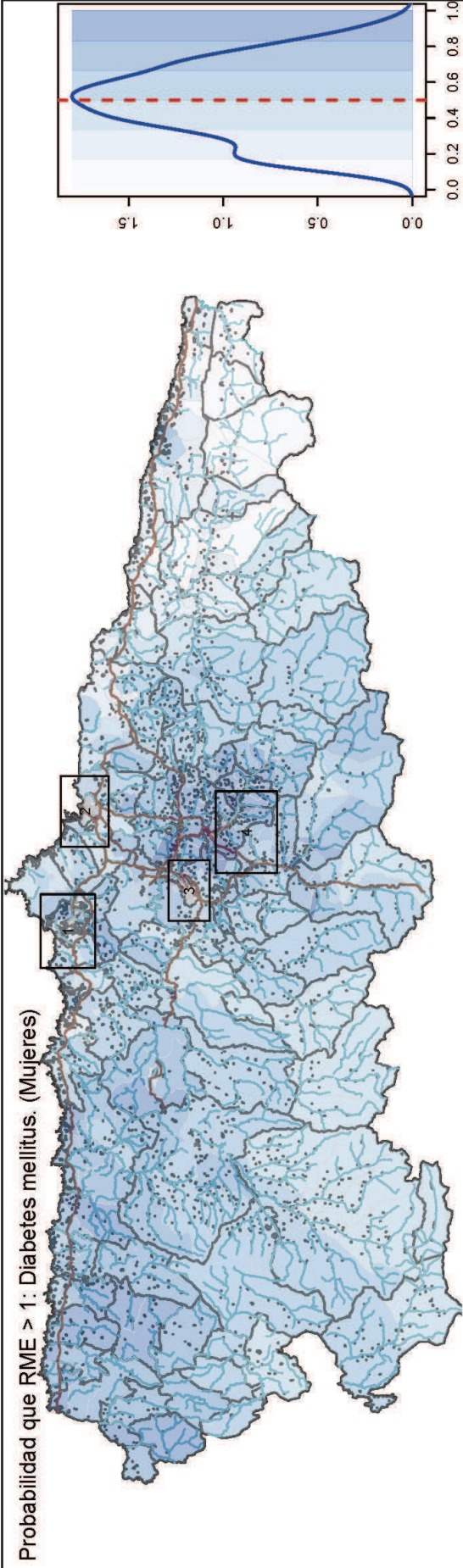
Probabilidad que RME > 1: Diabetes mellitus. (Hombres)



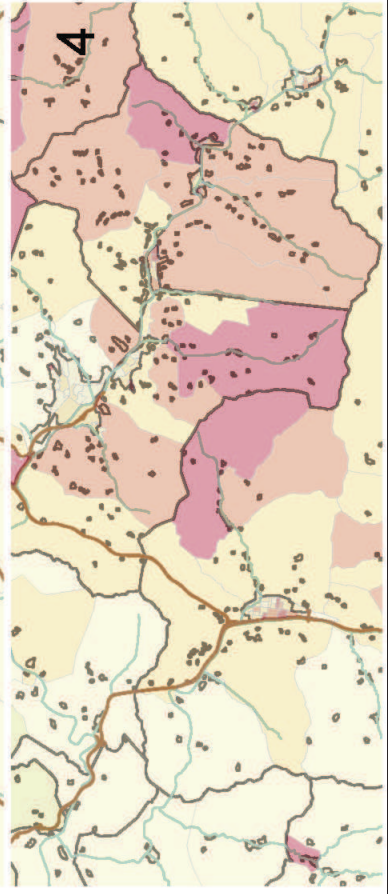
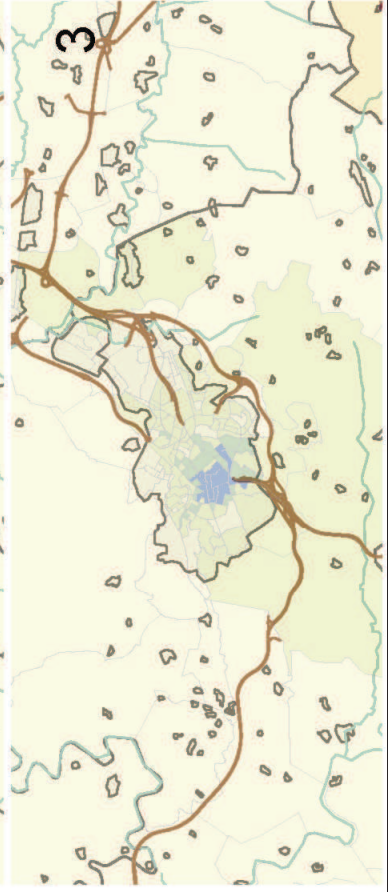
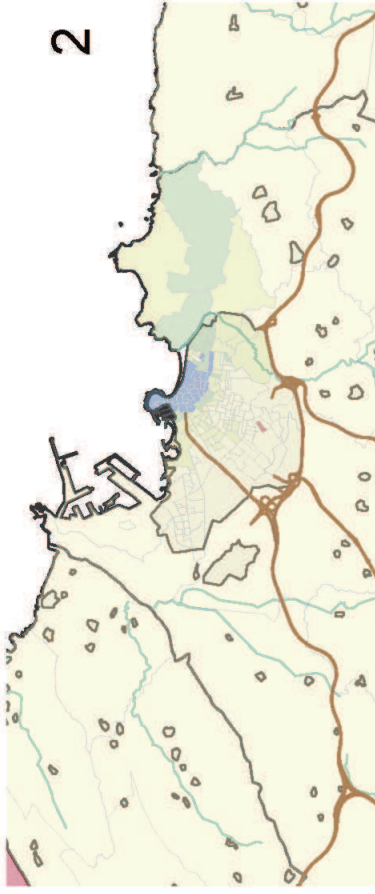
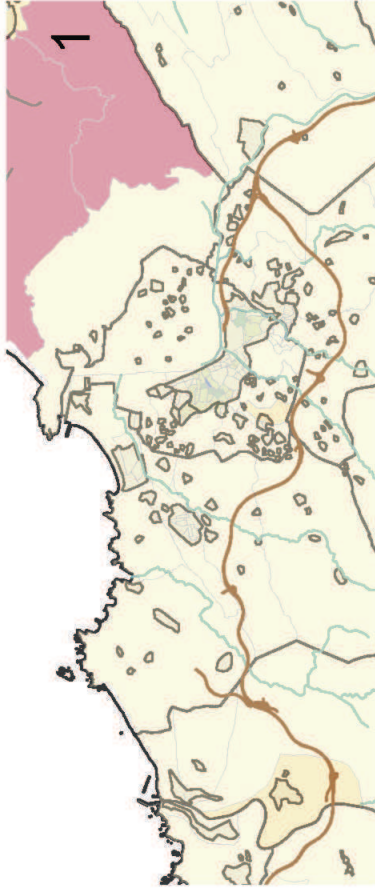
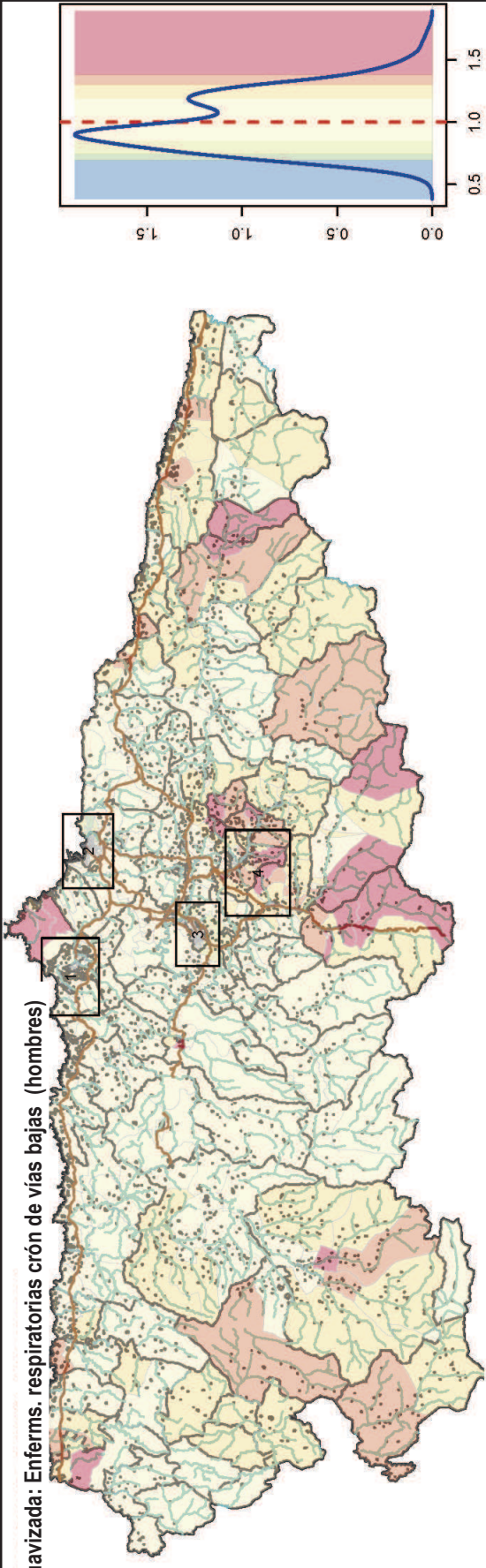
RME suavizada: Diabetes mellitus. (Mujeres)



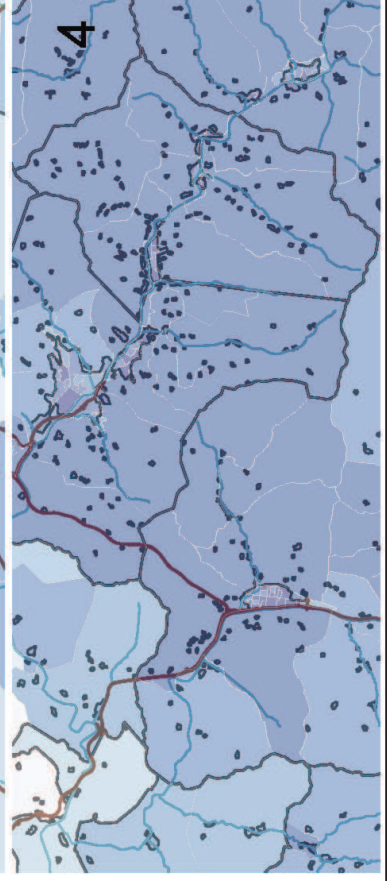
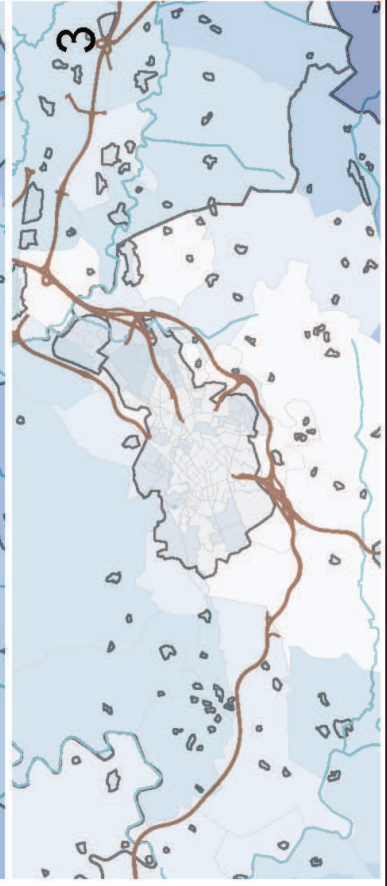
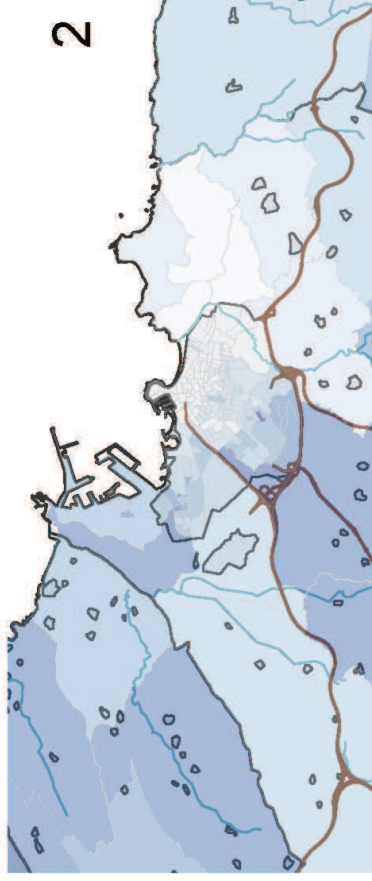
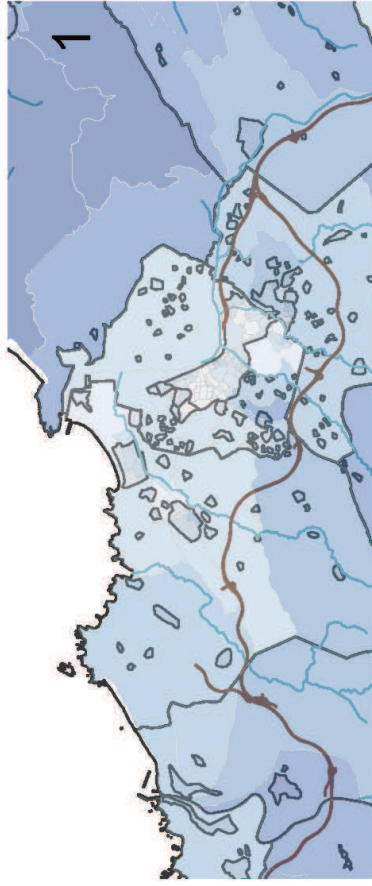
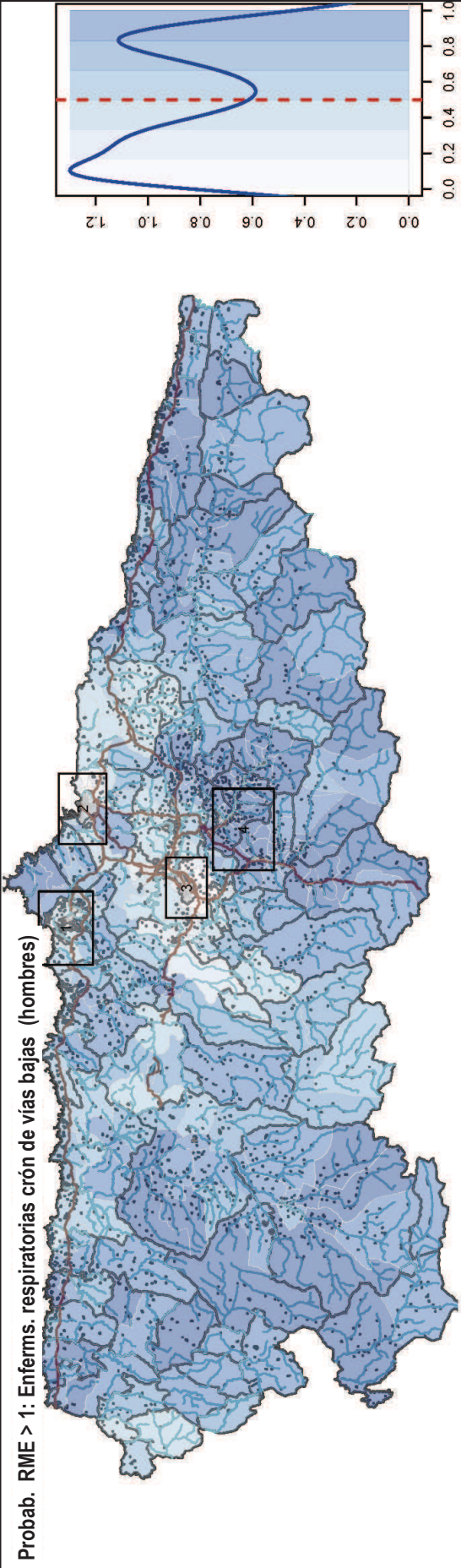
Probabilidad que RME > 1: Diabetes mellitus. (Mujeres)



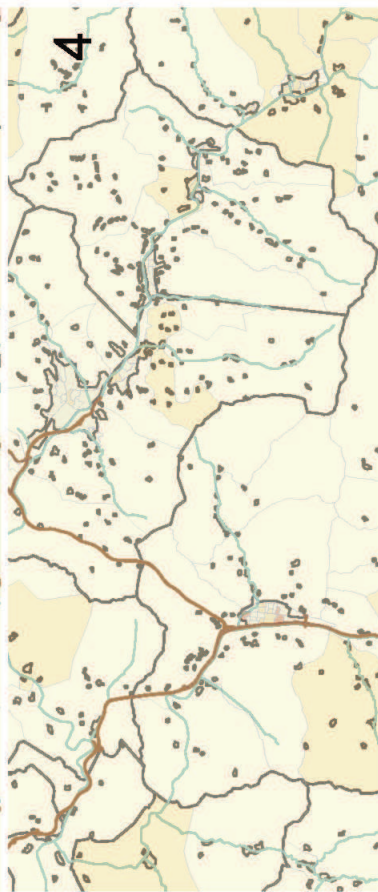
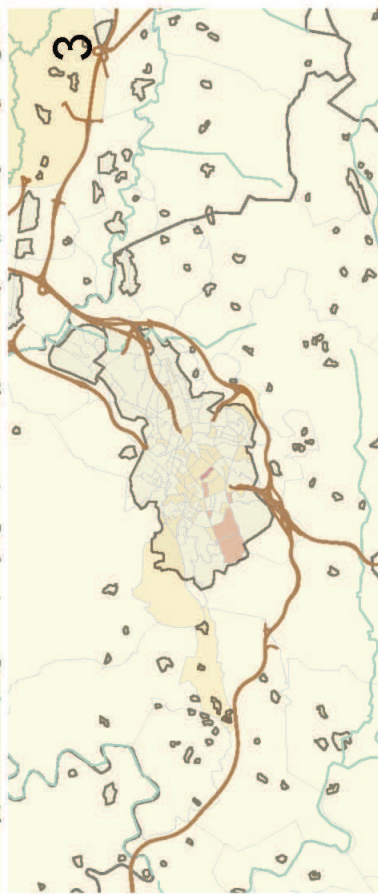
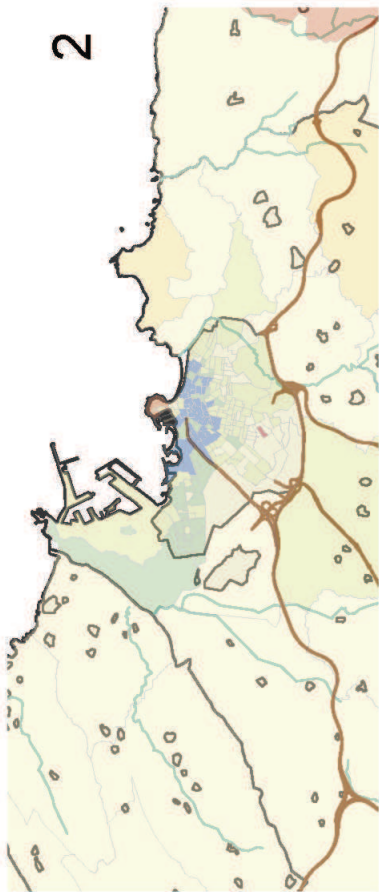
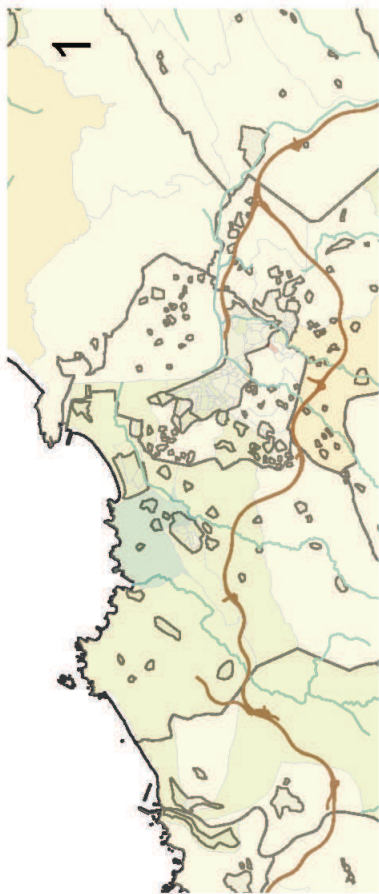
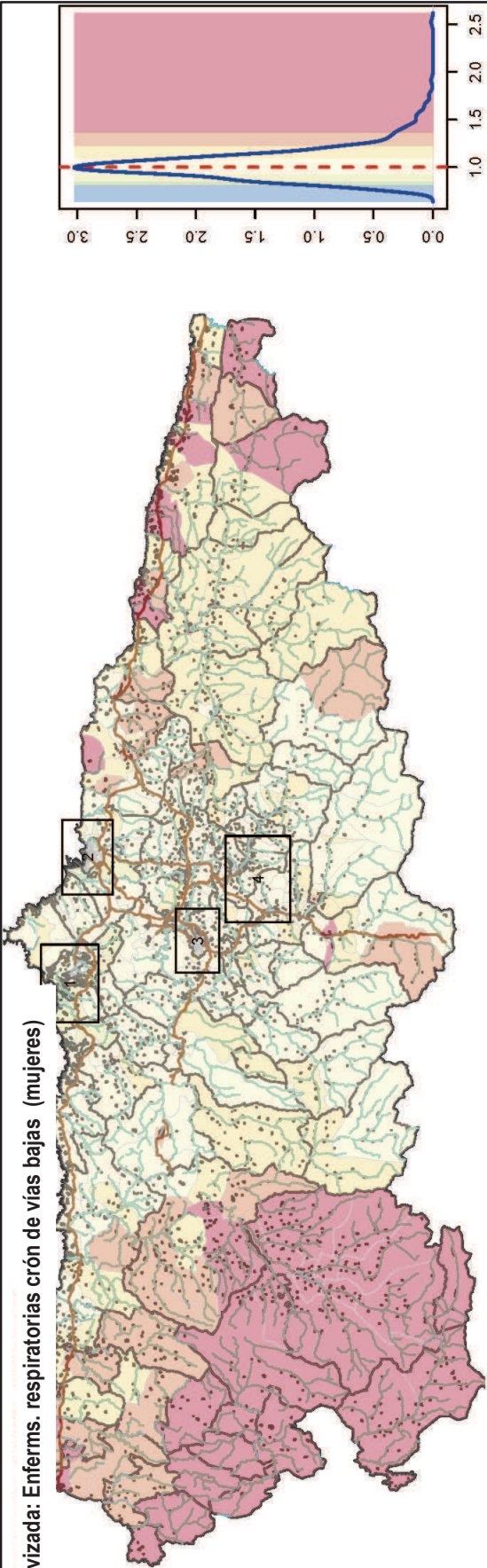
RME suavizada: Enferms. respiratorias crón de vías bajas (hombres)



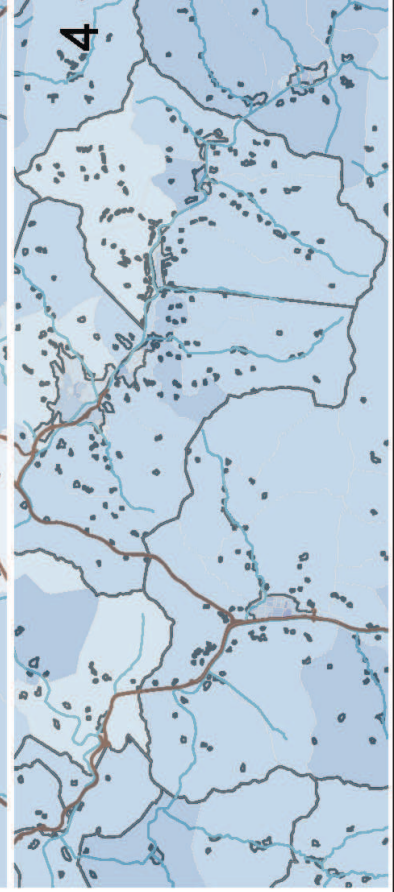
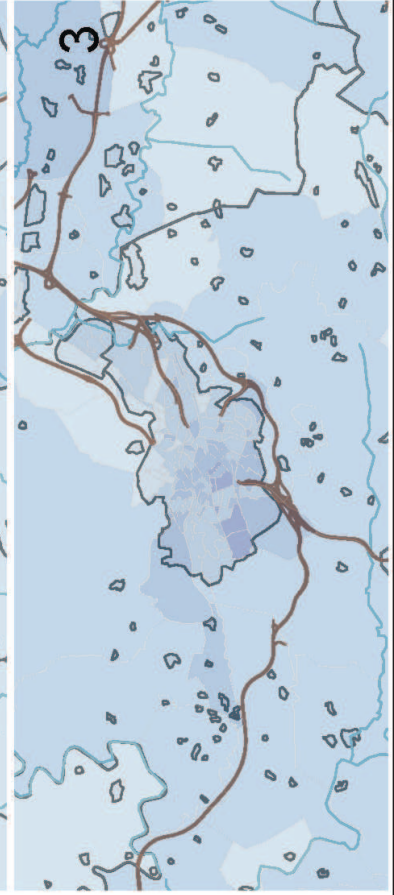
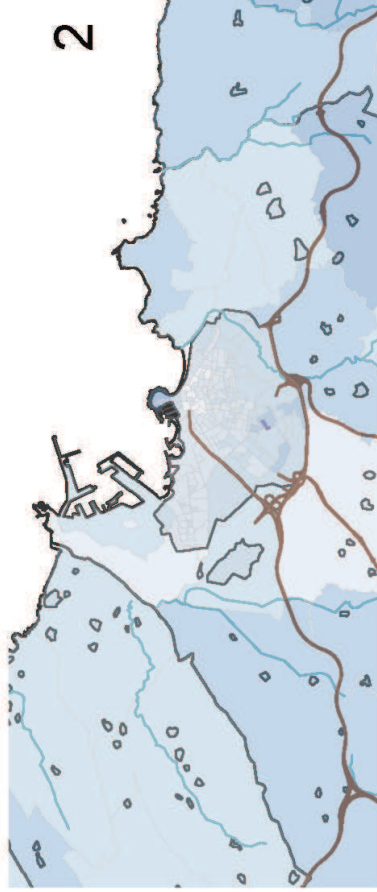
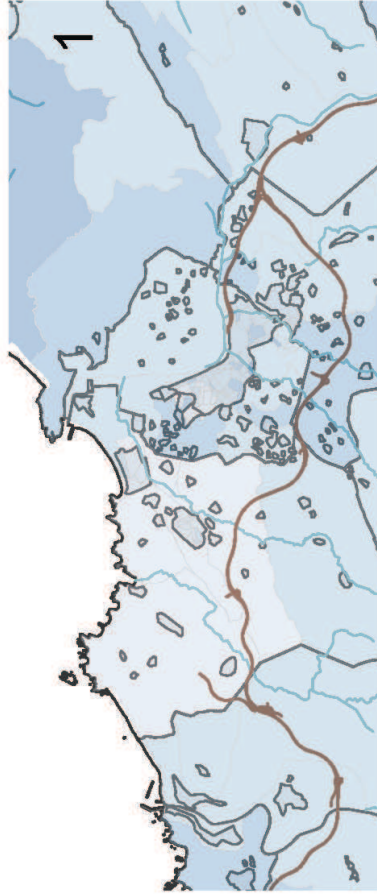
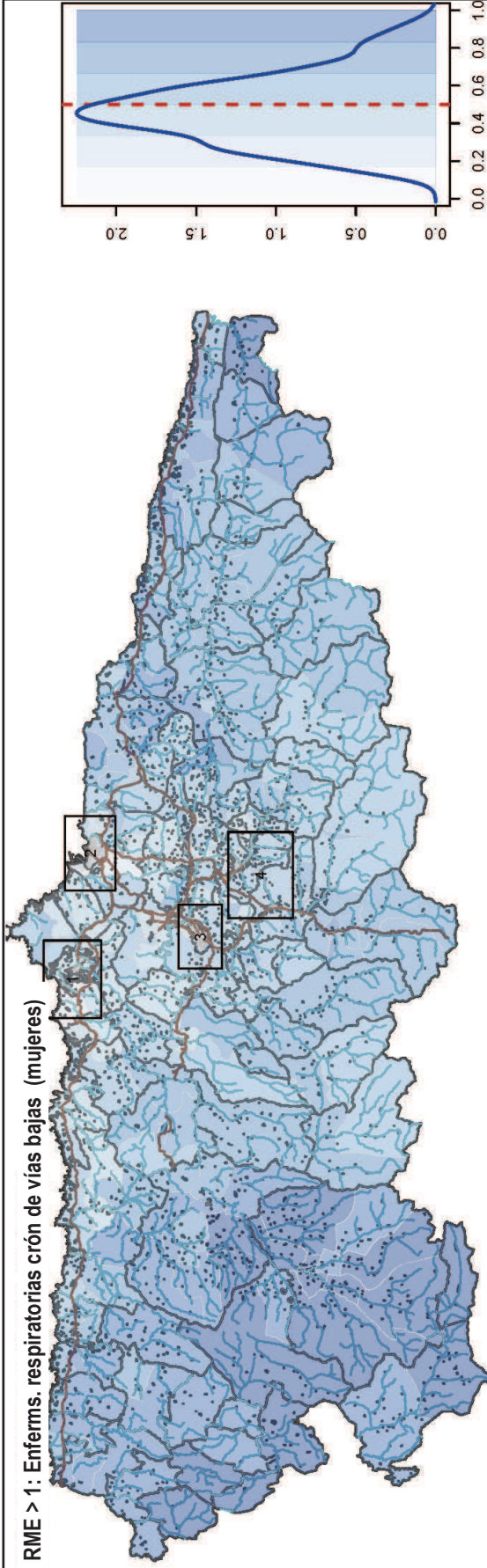
Probab. RME > 1: Enferms. respiratorias crón de vías bajas (hombres)



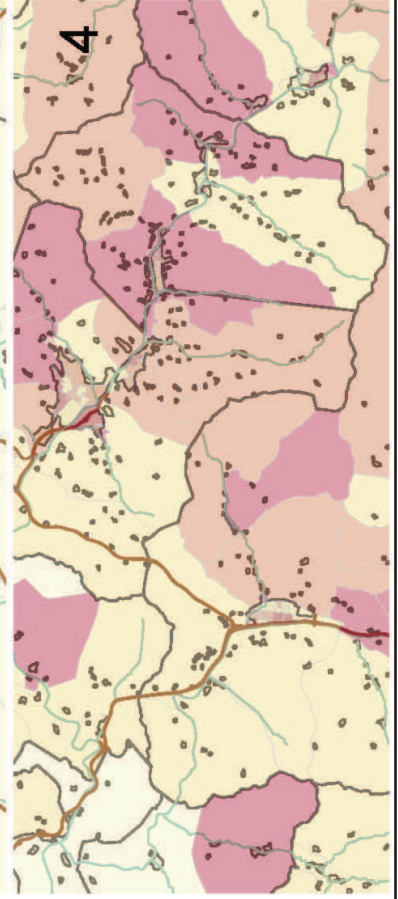
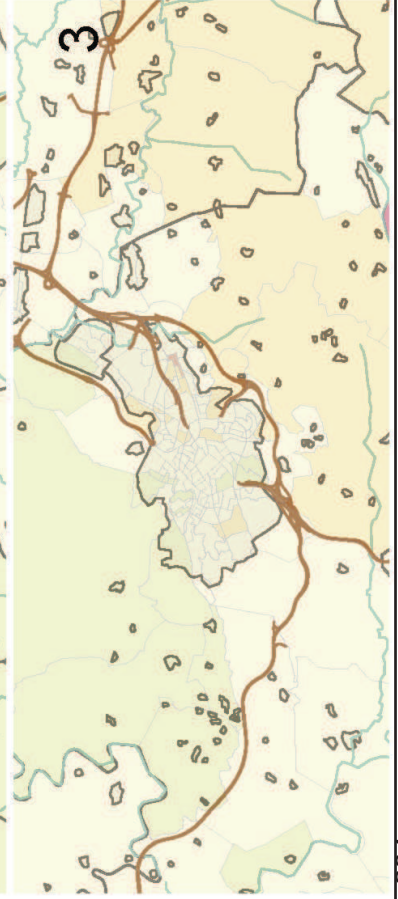
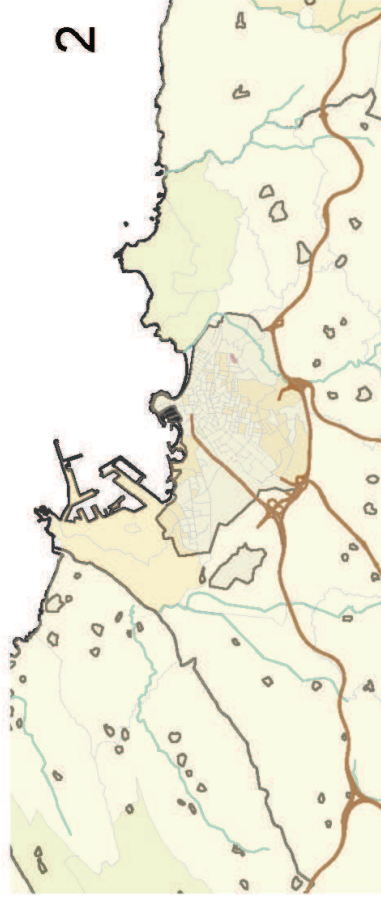
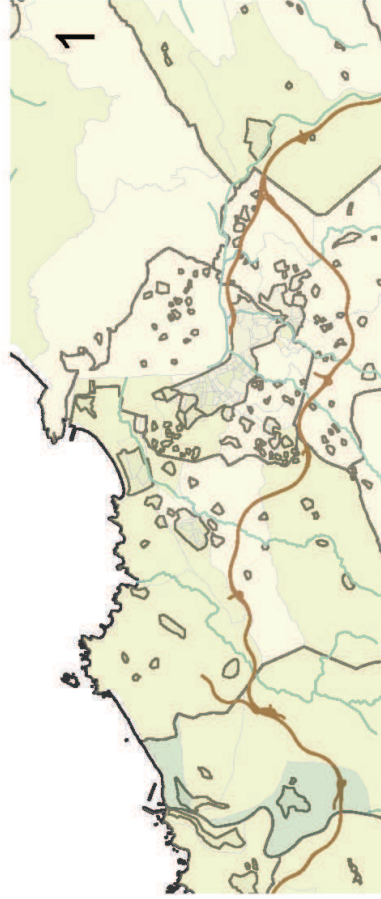
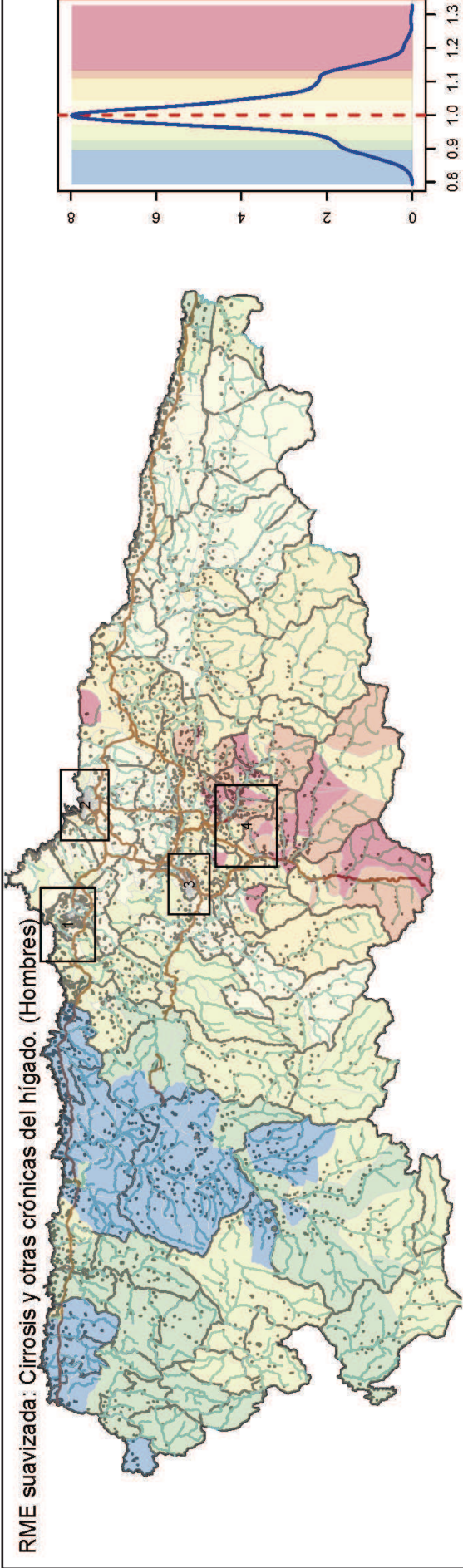
RME suavizada: Enferms. respiratorias crón de vías bajas (mujeres)



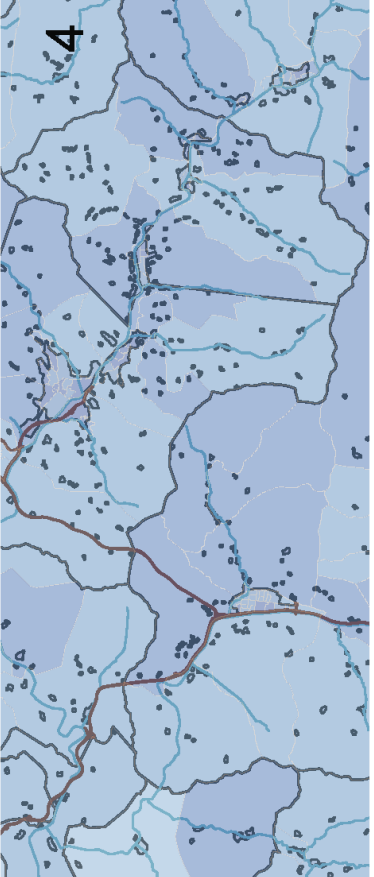
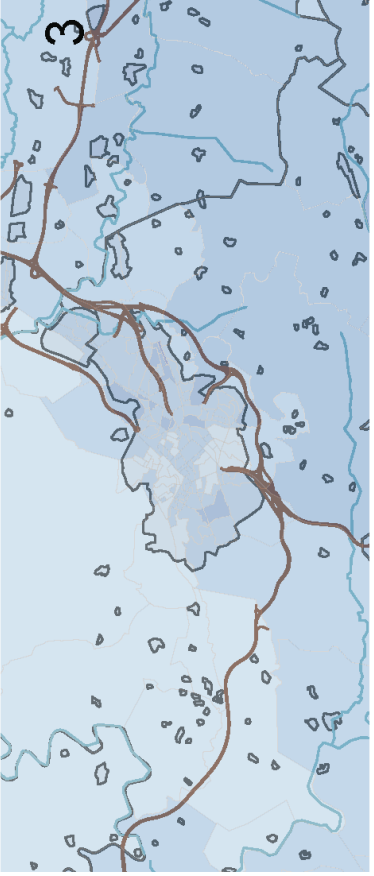
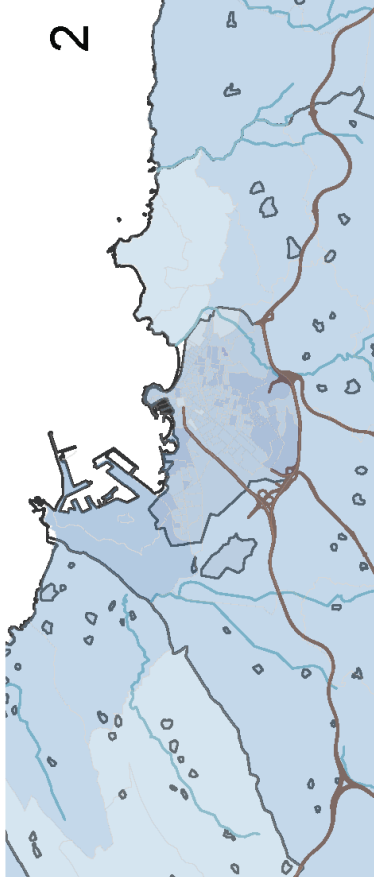
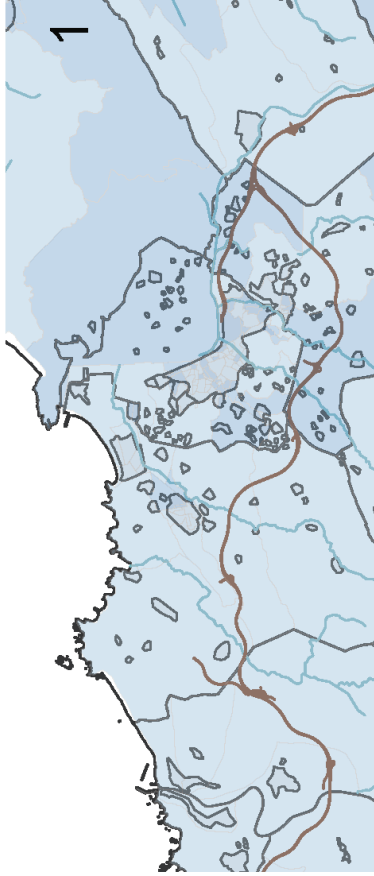
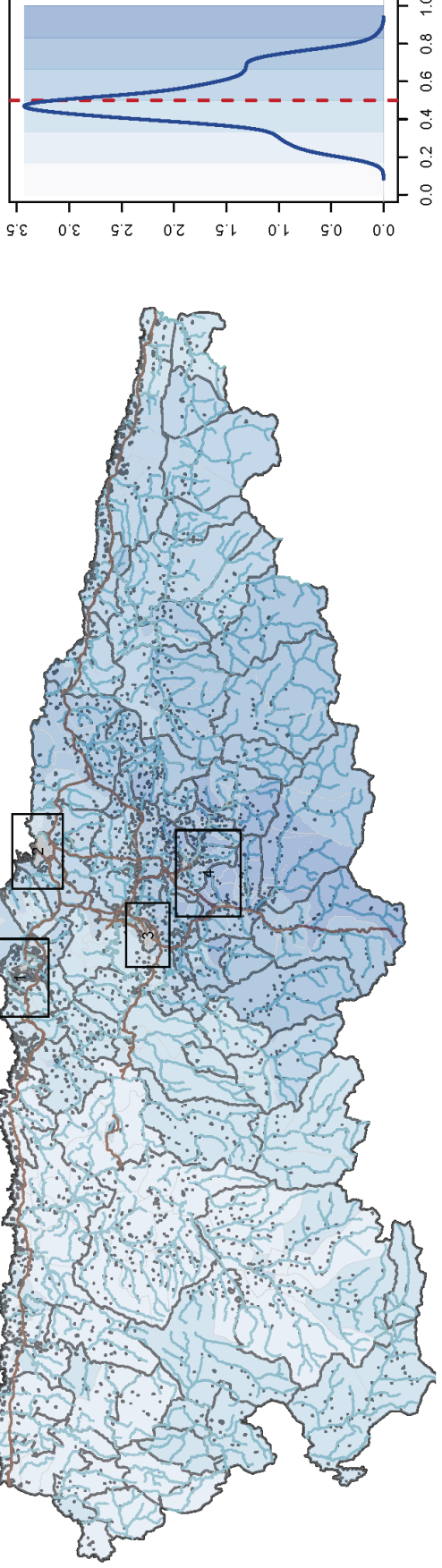
Probab. RME > 1: Enferms. respiratorias crón de vías bajas (mujeres)



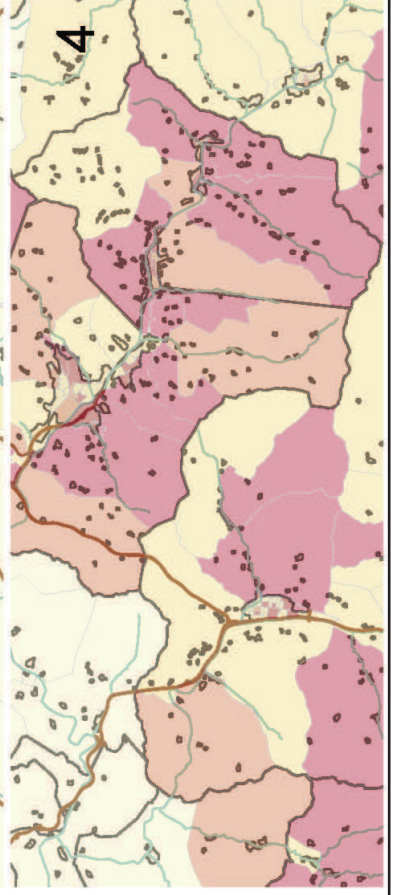
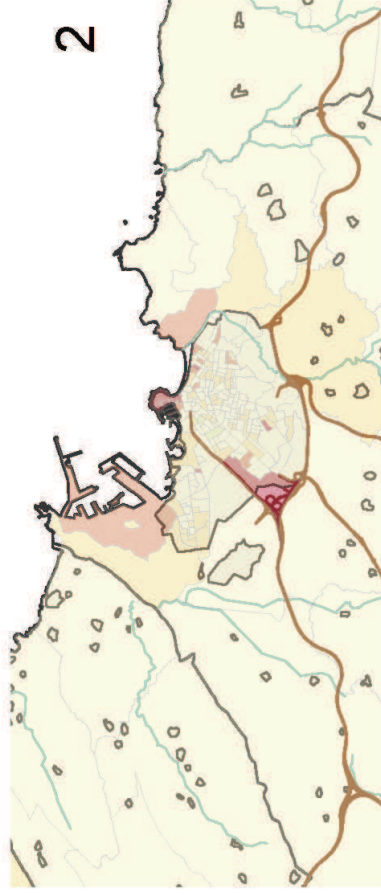
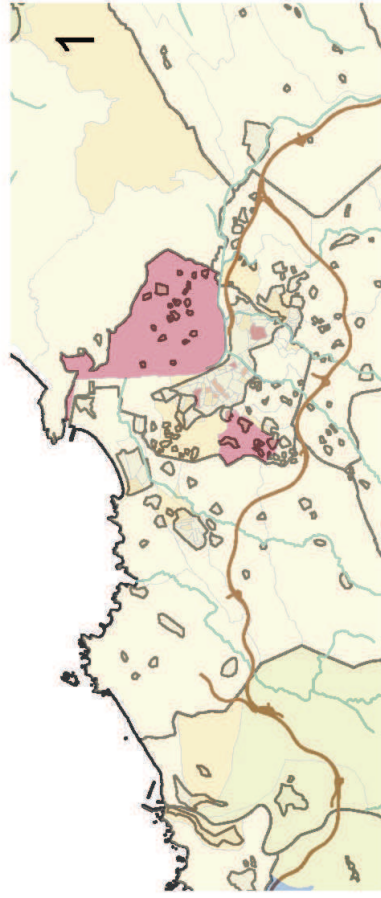
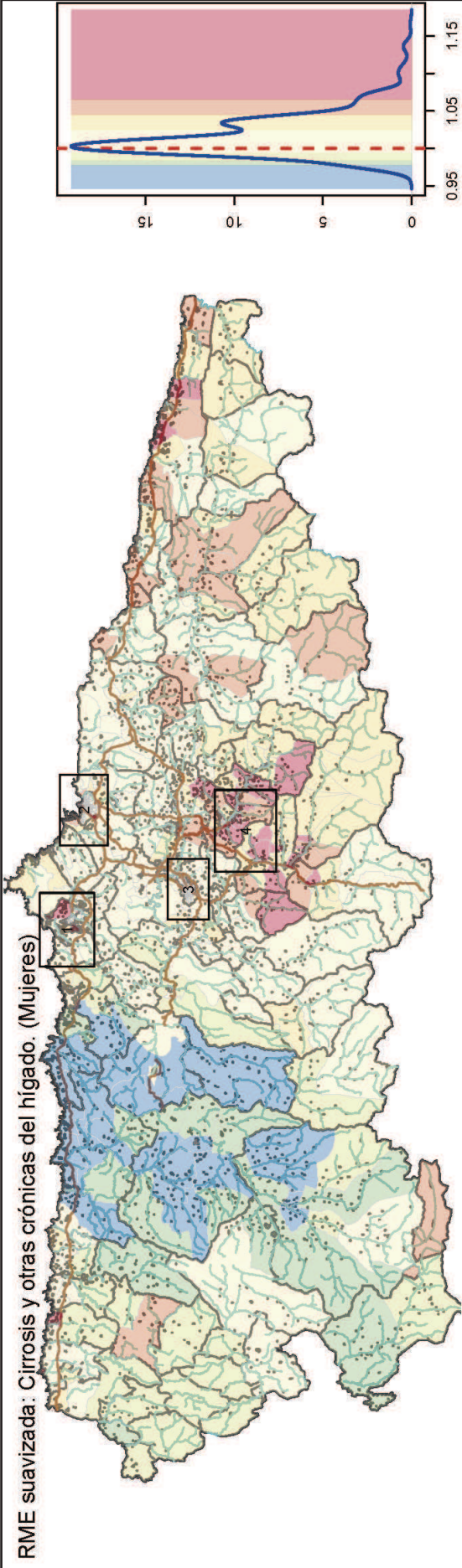
RME suavizada: Cirrosis y otras crónicas del hígado. (Hombres)



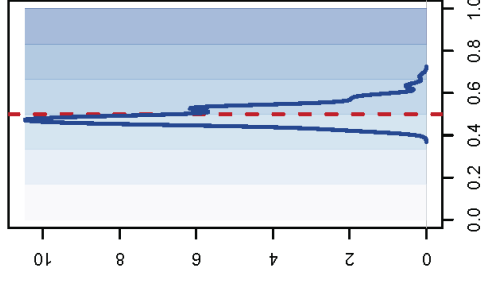
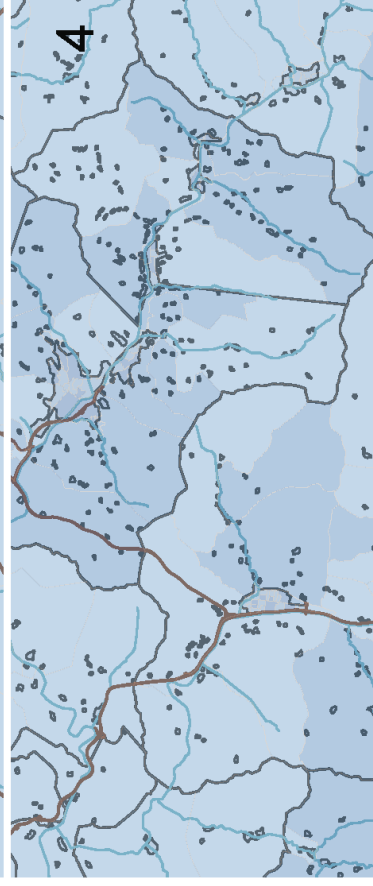
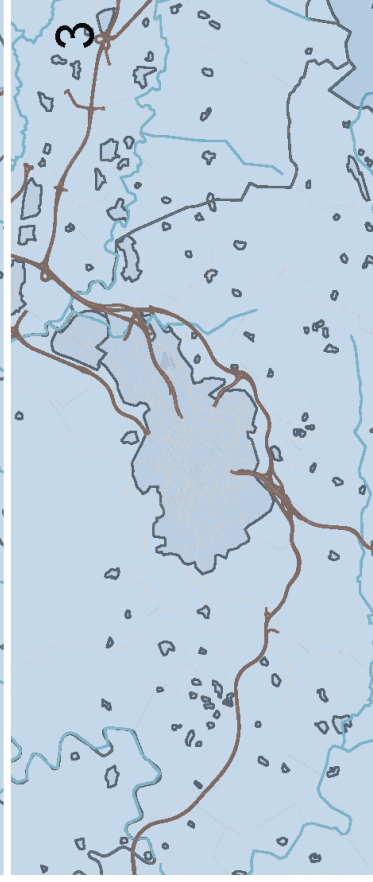
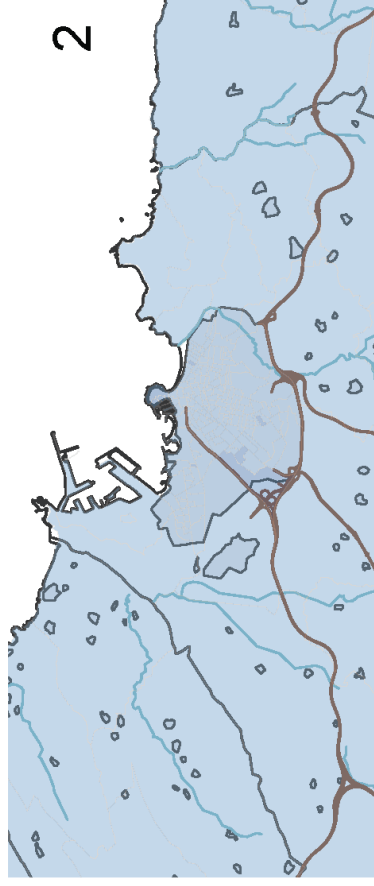
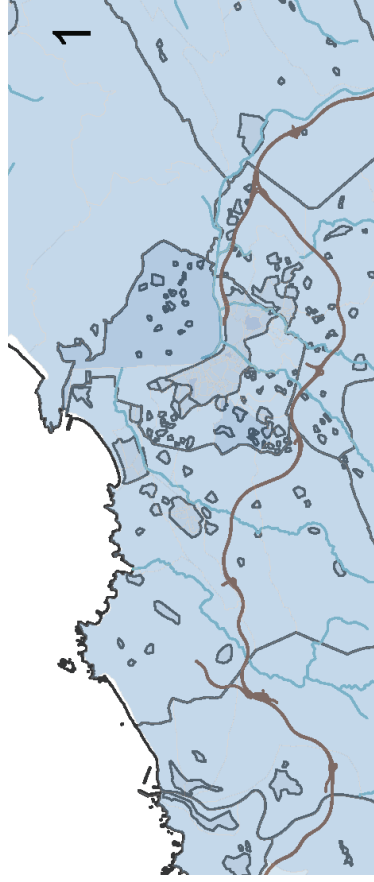
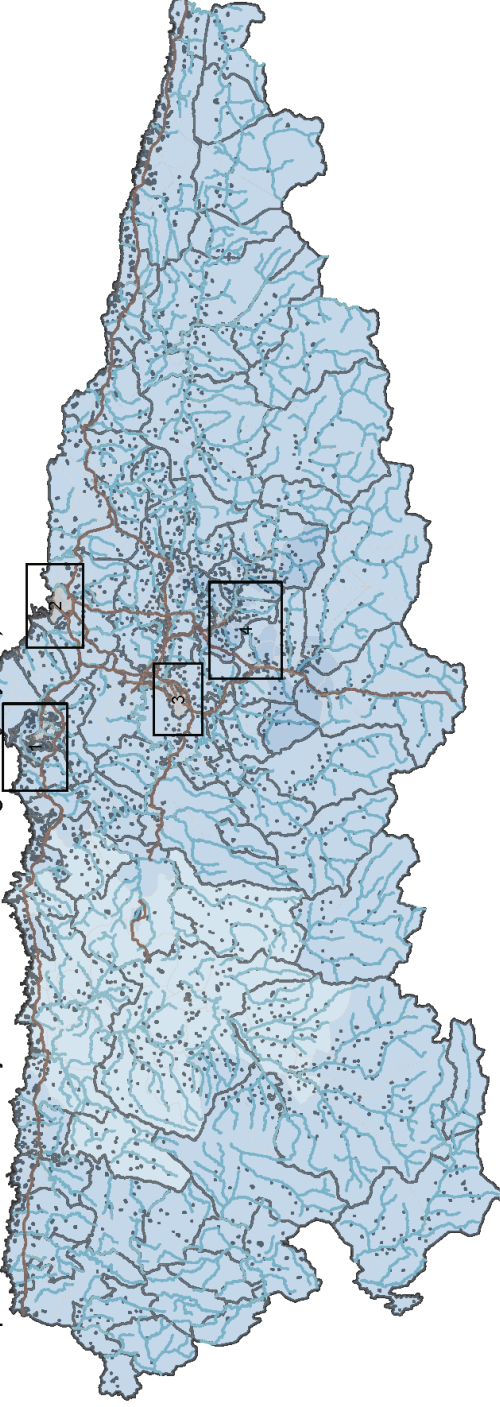
Probabilidad que RME > 1: Cirrosis y otras crónicas del hígado. (Hombres)



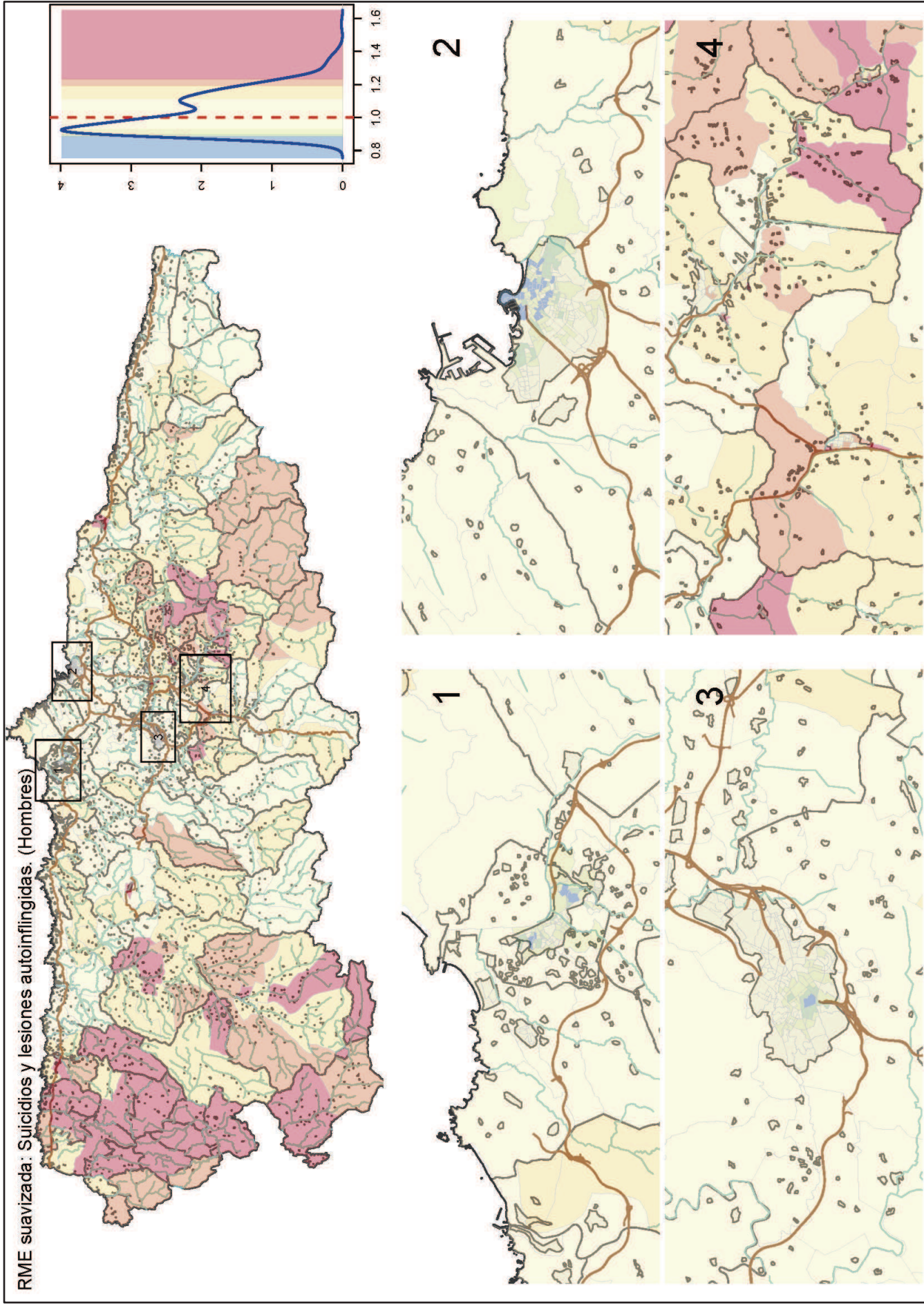
RME suavizada: Cirrosis y otras crónicas del hígado. (Mujeres)



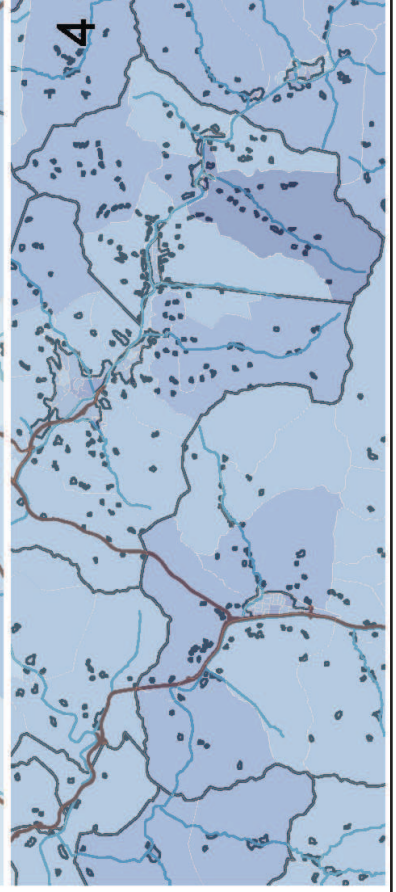
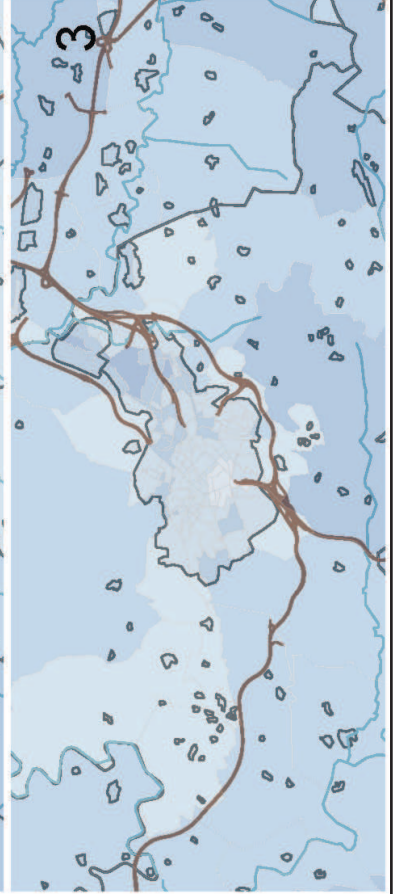
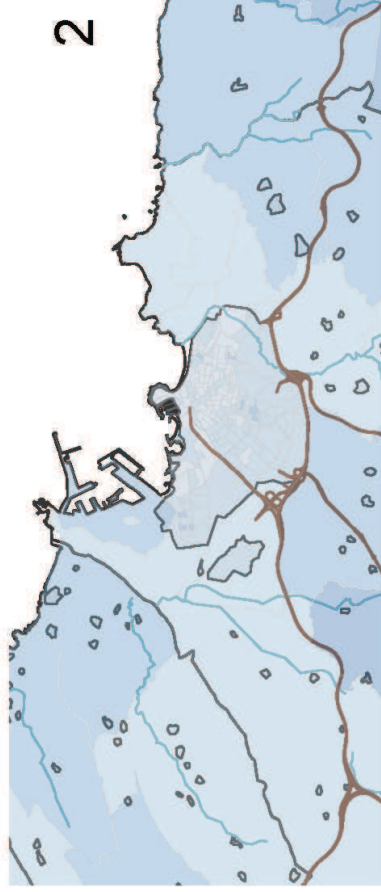
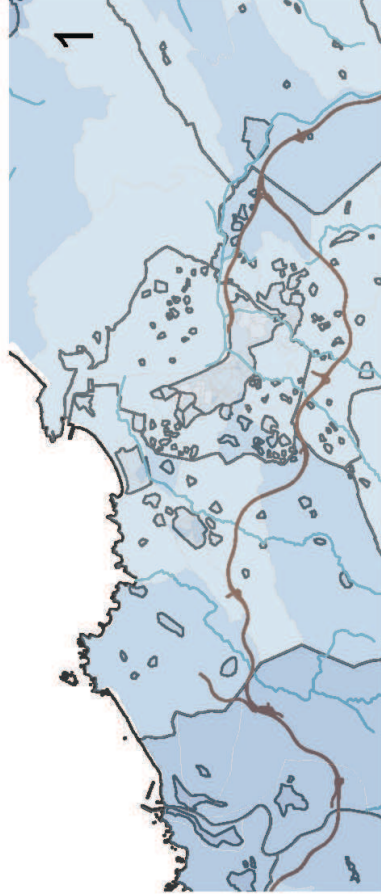
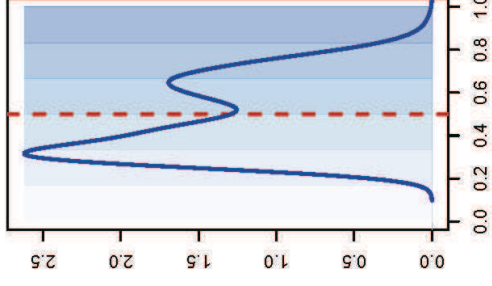
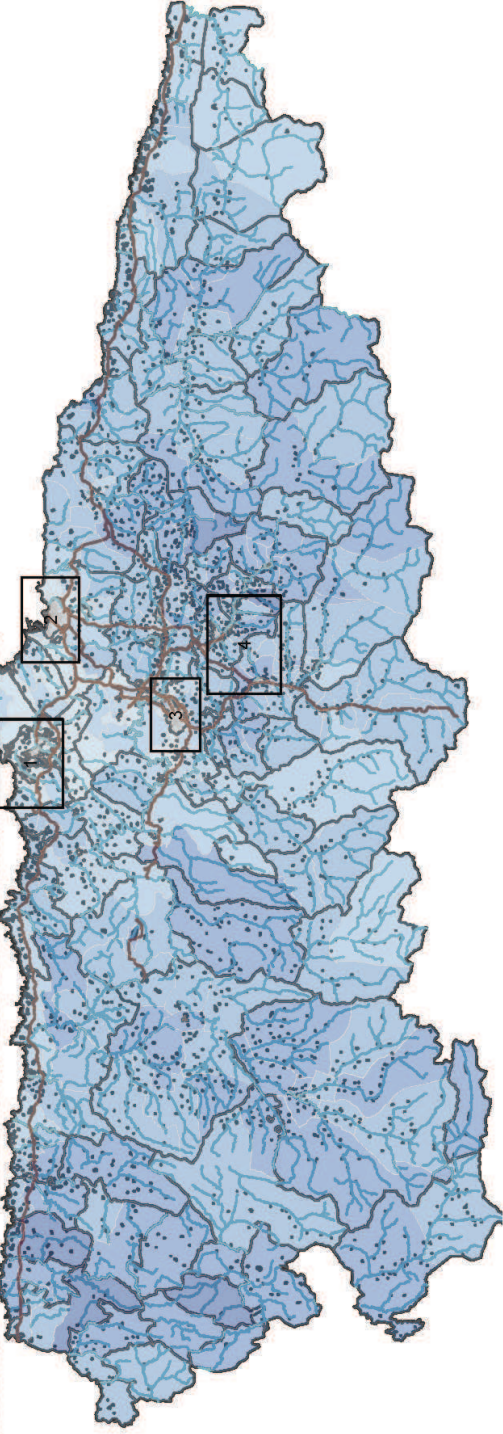
Probabilidad que RME > 1: Cirrosis y otras crónicas del hígado. (Mujeres)



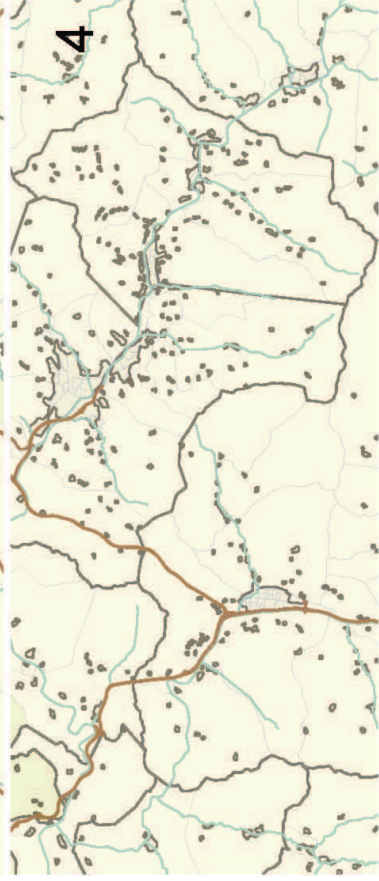
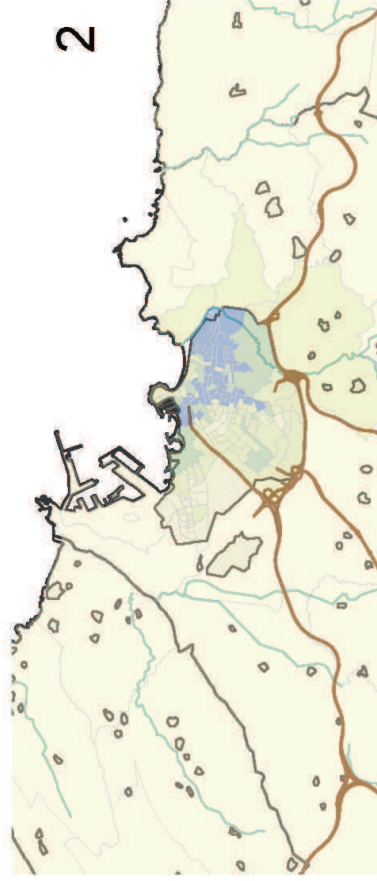
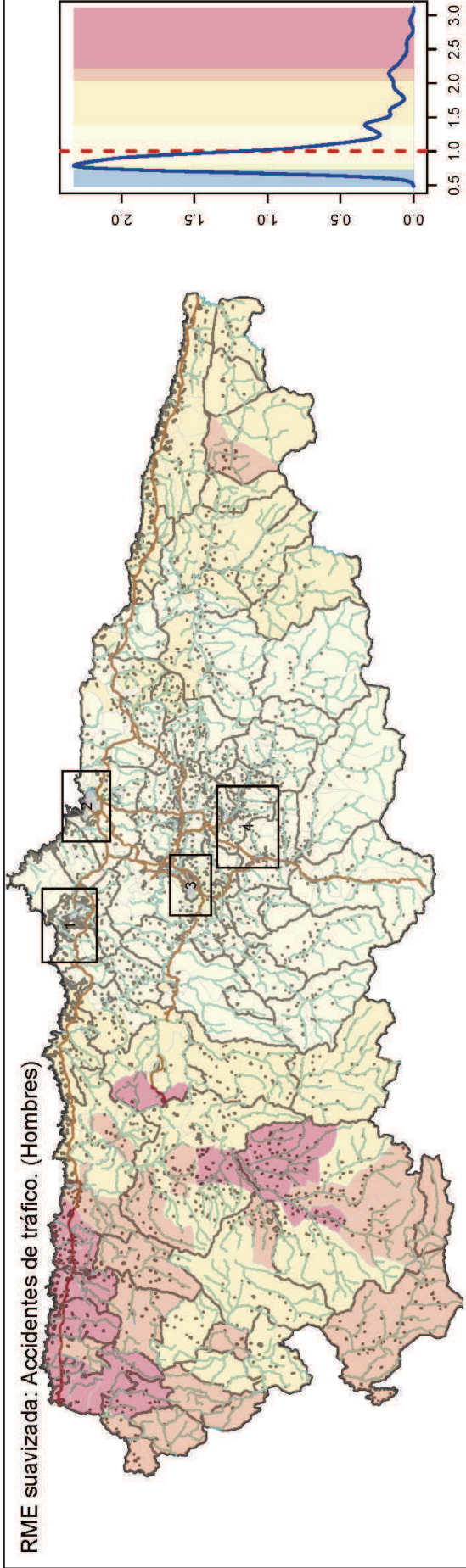
RME suavizada: Suicidios y lesiones autoinflingidas. (Hombres)



Probabilidad que RME > 1: Suicidios y lesiones autoinflingidas. (Hombres)



RME suavizada: Accidentes de tráfico. (Hombres)



Probabilidad que $RME > 1$: Accidentes de tráfico. (Hombres)

