



ISSN: 1695-7253 e-ISSN: 2340-2717
investig.regionales@aecr.org
AECR - Asociación Española de Ciencia Regional
www.aecr.org
España – Spain

Mortalidad y estatus socioeconómico en la España de principios del siglo XXI

Jesús Clemente López, Pedro García Castrillo, María A. González-Álvarez
Mortalidad y estatus socioeconómico en la España de principios del siglo XXI
Investigaciones Regionales - Journal of Regional Research, 45, 2019/3
Asociación Española de Ciencia Regional, España
Available on the website: <https://investigacionesregionales.org/numeros-y-articulos/consulta-de-articulos>

Additional information:

To cite this article: Clemente, J., García, P., & González-Álvarez, M. (2019). Mortalidad y estatus socioeconómico en la España de principios del siglo XXI. *Investigaciones Regionales - Journal of Regional Research*, 2019/3(45), 227-240.

Mortalidad y estatus socioeconómico en la España de principios del siglo XXI

*Jesús Clemente López**, *Pedro García Castrillo***, *María A. González-Álvarez****

Recibido: 18 de febrero de 2019

Aceptado: 28 de julio de 2019

RESUMEN:

Este artículo analiza las desigualdades socioeconómicas en mortalidad en España desde una perspectiva regional y teniendo en cuenta los efectos de la trayectoria laboral sobre la tasa de mortalidad. Del análisis geográfico se obtiene una distribución que agrupa las provincias en cinco grupos en función de su tasa de mortalidad y características poblacionales, reflejando un modelo concéntrico con menores tasas de mortalidad en el centro de la península, que van creciendo conforme se abandona dicha centralidad. Los resultados muestran una relación inversa entre la probabilidad de defunción y las variables socioeconómicas nivel educativo y ocupación. Estos resultados ponen de manifiesto la relación de las variables geográficas, económicas y laborales con las tasas de mortalidad y la necesidad de considerarlas a la hora de elaborar políticas sanitarias, como por ejemplo las relacionadas con la edad de jubilación.

PALABRAS CLAVE: Economía Regional; Economía Demográfica; Salud y Mortalidad; Empleo y Capital Humano.

CLASIFICACIÓN JEL: R11, J10, I12, J24.

Mortality and socioeconomic status in early 21st century Spain

ABSTRACT:

This paper analyzes socioeconomic inequalities in mortality in Spain considering geographical and labor market effects on the mortality rate. From the geographical analysis, a distribution obtained that groups provinces into five groups according to their mortality rate and population characteristics. The map presents a concentric model with lower mortality rates in the center of the peninsula, increasing as we move away from it. On the other hand, the results show an inverse relationship between the probability of death and the socioeconomic variables, educational level and occupation, confirming that they reflect two different aspects of human capital. These results indicate the importance of geographical, economic and labor disparities in the mortality rate and the need to consider them when preparing policies, such as policies related to retirement age.

KEYWORDS: Regional Economy; Demography; Health and Mortality; Human Capital and Employment.

JEL CLASSIFICATION: R11, J10, I12, J24.

* Universidad de Zaragoza, Facultad de Economía y Empresa, Departamento de Análisis Económico. clemente@unizar.es

** Universidad de Zaragoza, Facultad de Economía y Empresa, Departamento de Análisis Económico. pgarcia@unizar.es

*** Universidad de Zaragoza, Facultad de Economía y Empresa, Departamento de Análisis Económico. maragonz@unizar.es

Autor responsable para correspondencia: maragonz@unizar.es

1. INTRODUCCIÓN

El estudio empírico de las desigualdades socioeconómicas en salud en España es relativamente reciente e insuficientemente abordado. La razón principal radica en la ausencia de bases de datos que permitan integrar adecuadamente la información sobre la salud y las diferentes dimensiones que pueden englobarse en el concepto de status socioeconómico.

Lo habitual en la literatura sobre desigualdades en mortalidad en España ha sido combinar la información de población de los censos o de los registros del padrón municipal con los registros de mortalidad del INE, pero la ausencia de información ha condicionado la elección del instrumento representativo del status socioeconómico que se ha limitado a dos variables: la educación y la ocupación.

Centrándose en el nivel educativo puede destacarse el trabajo de Reques et al. (2014) que aborda, por vez primera a nivel nacional, el estudio de la desigualdad en mortalidad en relación con la educación usando datos del Censo de 2001 y realiza un seguimiento de las muertes producidas en los siete años siguientes. En Reques et al. (2015) se analizan las diferencias en mortalidad según el nivel de estudios en cada una de las provincias españolas. Otros trabajos analizan las desigualdades en la mortalidad en países europeos e incluyen entre ellos algunas regiones españolas, generalmente Barcelona, la Comunidad de Madrid o el País Vasco (Huisman et al, 2004; Mackenbach et al, 2008; Mackenbach et al, 2015). Estos trabajos relacionan mortalidad con nivel educativo y se establecen vínculos entre salud autopercebida, diversos factores de riesgo con la educación y los ingresos.

Entre los estudios de carácter local o regional, se encuentra Martínez et al (2009) que se limita a las mujeres de la Comunidad de Madrid. Borrell et al (2008) y Puigpinós et al (2009) analizan la mortalidad en la ciudad de Barcelona (1992-2003) usando datos censales. En el primero, por diversas causas de muerte y en el segundo focalizando en la mortalidad por cáncer. Borrell et al (1999) abarcan la mortalidad en 1993-94 en las ciudades de Madrid y Barcelona. Regidor et al (2003) analiza la Comunidad de Madrid, con datos censales de 1996, añadiendo controles sobre la situación laboral, el estado civil, el número de miembros del hogar y una categoría de privación del área de residencia.

El uso de la ocupación como variable representativa del status es más limitado. En el artículo de Regidor et al (2012) se sigue a una cohorte de 4000 personas mayor de 60 años desde el 2001 al 2008 y se controlan según clase social (empleador/empleado), ocupación y nivel educativo. Regidor et al (2005) estudian la mortalidad en relación con la ocupación para los hombres económicamente activos de la Comunidad de Madrid, controlando por la situación laboral y nivel educativo. Borrell et al (2003) siguen a trabajadores funcionarios del ayuntamiento de Barcelona en el periodo 1984-93 y comparando ocupaciones manuales y no manuales, encontrando desigualdad en hombres, pero no en mujeres. El análisis de Regidor et al (1996) se ocupa de ocho provincias españolas y agrupan las diferentes ocupaciones en tres niveles o categorías.

Otro enfoque seguido para el análisis de la desigualdad socioeconómica en la mortalidad es el geográfico. El análisis de la distribución espacial de la mortalidad en el caso español ha usado dos tipos de lentes. Una, que se fija en grandes agregados, ha estudiado la desigualdad en mortalidad entre las diferentes comunidades autónomas y provincias. En este campo, Goerlich y Pinilla (2005) presentan la esperanza de vida por CCAA, así como su evolución temporal y encontrando escasa dispersión alrededor de la media, y ninguna relación entre esperanza de vida y renta per cápita. Goerlich y Pinilla (2009) presentan una visión más detallada a nivel provincial y encuentran que la desigualdad aumenta al reducir el nivel de análisis y una clara diferenciación norte-sur de la mortalidad, que lleva a altas tasas de mortalidad en las provincias del sur (Andalucía, Extremadura y Murcia), mientras que las mayores esperanzas de vida se concentran en el centro del país. El hecho de que la organización de los sistemas de salud sea de base regional induce a un análisis a dicho nivel.

Mapas provinciales referidos a causas concretas de muerte aparecen en Boix, Aragonés, y Medrano (2003) o en López-Abente et-al (2001). Una fotografía muy sugerente puede obtenerse de la elaboración

de atlas de mortalidad por todas las causas y causas específicas, a partir de áreas geográficas de pequeño tamaño (Benach 2007; Benach y Martínez, 2013) que presenta mapas de mortalidad de este tipo para el conjunto de España, incluyendo el detalle del interior de las mayores ciudades. El estudio de Regidor et al. (2015) ofrece mapas que muestran la desigualdad en mortalidad provincial según el nivel educativo y para distintas causas. Circunscrito a la Comunidad Valenciana se encuentra el trabajo de Martínez-Beneito et al. (2005) y centrado en la mortalidad por cáncer está el atlas municipal de López-Abente et al. (2006). Los estudios muestran perfiles geográficos marcados detrás de los que puede intuirse la distribución sectorial de la actividad económica, la distribución de la riqueza, factores socioculturales o ambientales.

A partir de los trabajos previos, el objetivo de este artículo es ampliar el análisis en una doble dirección. La primera se refiere a la cuestión geográfica y la segunda a los efectos del mercado laboral sobre la tasa de mortalidad. En cuanto al aspecto geográfico, no cabe duda que las características físicas, climáticas, naturales del lugar de residencia inciden en la mortalidad, con lo que a la hora de evaluar diferencias en dicha tasa y la influencia de variables socio-económicas lo primero que hay que hacer es corregir el sesgo geográfico, puesto que si no se eliminan los resultados o influencia de dichas variables no son interpretables.

El segundo objetivo es valorar los efectos de la trayectoria laboral en la tasa de mortalidad, considerando en la medida de lo posible la influencia del puesto de trabajo. Este análisis podría constituir un primer paso para evaluar los efectos de un incremento de la edad de jubilación.

2. MÉTODO Y ESTIMACIÓN

2.1. LOS DATOS

Se utilizan los datos de la muestra continua de vidas laborales de 2007 a 2009 (MCVL) cuya utilidad en el campo de la salud ha sido apuntada por López et al. (2014). La muestra se construye a partir de todos aquellos individuos que han tenido algún tipo de relación con la Seguridad Social en el año de referencia, bien sea por estar en alta o por recibir algún tipo de prestación. No están incluidos los demandantes de empleo que no reciben ningún tipo de prestación y tampoco los cotizantes a otros sistemas de previsión como MUFACE (funcionarios), ISFA (militares) y MUGEJU (administración de justicia) y cuya exclusión creemos que es la causa de una infrarrepresentación de las personas de alto nivel educativo. Sobre dicho conjunto de individuos se realiza un muestreo aleatorio simple, no estratificado, de un 4% de la población de referencia que incluye a algo más de un millón de personas.

Los datos son de tipo panel y se actualizan cada año. Algunos individuos desaparecen de la muestra y son reemplazados por otros. Una de las razones del abandono de la muestra es la defunción. El seguimiento de los individuos en las olas de los años siguientes permite comprobar los que mueren cada año. Así, por ejemplo, en 2007 hay 1.200.076 personas distintas, de las que en 2008 se encuentra información sobre 1.149.287 y desaparecen de la muestra 50.789 (de los que 12.082, son muertos a lo largo del 2007). En el 2009, se enlaza con 1.106.061, por lo que faltan 94.105 del fichero del 2007. Entre esos se encuentran los 12.635 que figuran como muertos en 2008. Por último, se contabilizan 12.763 muertes en 2009 (los porcentajes de muertes sobre la muestra de 2007, son un 1,01%, en 1,05% y 1,06% en 2007, 2008 y 2009, respectivamente).

A la hora de medir el status socioeconómico mediante la ocupación hay que tener presente que ésta no ha tenido que ser la misma en toda la vida laboral de un individuo. Lo habitual es utilizar la ocupación en el momento de realizar el estudio o la última ocupación. Pero al hacerlo de ese modo se menosprecia el historial de vida laboral del individuo. La base de datos incluye un registro para cada año natural de cada distinta relación laboral de un individuo en donde figura el grupo de cotización y doce campos con la base de cotización de cada mes del año, de modo que para cada individuo se ha obtenido un indicador de su cualificación laboral mediante el promedio de su grupo de cotización ponderado por el número de meses que lo ha ocupado y redondeado al entero más cercano. El promedio resultante vendrá a ser un resumen del historial laboral de las personas.

2.2. ANÁLISIS

Una variable como la mortalidad depende de gran cantidad de factores y muchos de estos factores tienen que ver con la situación geográfica de las personas. Por ello, se va a tratar de determinar de manera previa la influencia de estos elementos y tenerlos en cuenta en la segunda fase cuando se estudie el efecto de la trayectoria laboral en las tasas de mortalidad. Lo que se ha hecho es agrupar las provincias en 5 realizando dos estimaciones logit de la variable indicativa de mortalidad. Una controlando por edad, sexo y la otra controlando también por provincia de residencia (donde se incluyen las 50 provincias y las dos ciudades autónomas de Ceuta y Melilla). Con el primer modelo se calcula la probabilidad de muerte estandarizada para el conjunto del país y con la segunda la de cada una de las provincias (utilizando los pesos de cada grupo poblacional, edad y sexo, del padrón de 2007).

El cociente de la probabilidad de muerte de cada provincia por la del conjunto del país constituye el ratio de mortalidad estandarizada. Un análisis cluster sobre dichos ratios permite agrupar las provincias en cinco grupos. Los motivos para incluir la edad y el sexo en estas estimaciones es que son elementos que determinan en gran medida la tasa de mortalidad por lo que hay que depurarlos a la hora de aislar el componente regional.

CUADRO 1.
Variables incluidas en el análisis

| | |
|------------------------------|--|
| Edad | Continua |
| Sexo | Dicotómica |
| Grupo de cotización | |
| Grupo cotización 1 | Alta dirección |
| Grupo cotización 2 | Media dirección, jefes administrativos y de talles |
| Grupo cotización 3 | Administrativos y subalternos |
| Grupo cotización 4 | Oficiales de primera y segunda |
| Grupo cotización 5 | Oficiales de tercera |
| Grupo cotización 6 | Peones y asimilados |
| Educación | |
| Nivel educativo 0 | Universitarios |
| Nivel educativo 1 | Bachiller y formación profesional |
| Nivel educativo 2 | Graduado escolar |
| Nivel educativo 3 | Titulación inferior a graduado escolar |
| Nivel educativo 4 | No sabe leer ni escribir |
| Variables geográficas | |
| Capital de provincia | Dicotómica |
| Municipio grande | Dicotómica |
| Grupo regional | |
| Grupo provincial 1 | Dicotómica |
| Grupo provincial 2 | Dicotómica |
| Grupo provincial 3 | Dicotómica |
| Grupo provincial 4 | Dicotómica |
| Grupo provincial 5 | Dicotómica |

Fuente: Elaboración propia.

Una vez considerado el componente provincial, en una segunda etapa se ha incorporado a las estimaciones individuales, junto con las variables habituales. Este segundo paso analiza la desigualdad en mortalidad en relación con el status socioeconómico utilizando el nivel educativo y la ocupación como aproximación al mismo. Para ello, se realizan estimaciones logit de la variable indicativa de mortalidad controlando por variables de interés, el sexo, la edad, el nivel educativo, la ocupación y las variables regionales. En concreto se estiman cuatro modelos logit donde la variable dependiente toma el valor uno en caso de muerte y cero en caso contrario y las variables explicativas se van incluyendo de manera secuencial.

3. RESULTADOS

3.1. EL COMPONENTE REGIONAL

Los resultados referidos a los ratios correspondientes entre las tasas de mortalidad provinciales y la nacional se presentan en el Cuadro 2. El rango del ratio oscila entre 0,8 y 1,2, con lo que encontramos provincias con una tasa de mortalidad un 20% por debajo de la media nacional y otras un 20% por encima, una diferencia de hasta un 40%. Este resultado es ciertamente elevado, considerando que las tasas han sido corregidas por la estructura de edad.

CUADRO 2.
Ratios tasa mortalidad provincial/nacional

| Grupo | Provincia | Ratio | Provincia | Ratio |
|---------|-------------|-------|------------|-------|
| Grupo 1 | Segovia | 0,80 | Soria | 0,89 |
| | Ávila | 0,81 | Cuenca | 0,89 |
| | Guadalajara | 0,81 | Madrid | 0,90 |
| | Ourense | 0,87 | Palencia | 0,91 |
| | Teruel | 0,88 | Salamanca | 0,91 |
| Grupo 2 | Zamora | 0,93 | Pontevedra | 0,94 |
| | León | 0,93 | Burgos | 0,94 |
| | Lleida | 0,93 | Rioja | 0,95 |
| | Álava | 0,93 | Navarra | 0,96 |
| Grupo 3 | Valladolid | 0,97 | Lugo | 0,99 |
| | Tarragona | 0,97 | Alicante | 0,99 |
| | Albacete | 0,97 | Coruña | 0,99 |
| | Toledo | 0,97 | Santander | 1,00 |
| | Zaragoza | 0,98 | Guipúzcoa | 1,00 |
| | Barcelona | 0,98 | | |
| Grupo 4 | Vizcaya | 1,01 | Granada | 1,04 |
| | Asturias | 1,02 | Huesca | 1,04 |
| | Castellón | 1,02 | Huelva | 1,05 |
| | Gerona | 1,02 | Baleares | 1,05 |
| | Córdoba | 1,03 | Jaén | 1,06 |
| | Cáceres | 1,03 | Valencia | 1,06 |
| | Ciudad Real | 1,03 | | |
| Grupo 5 | Murcia | 1,09 | Santa Cruz | 1,15 |
| | Almería | 1,09 | Cádiz | 1,16 |
| | Las Palmas | 1,09 | Sevilla | 1,17 |
| | Badajoz | 1,11 | Melilla | 1,21 |
| | Málaga | 1,14 | Ceuta | 1,20 |

Fuente: Elaboración propia con datos de la MCVL y Padrón.

La distribución de la mortalidad en relación con la zona de residencia permite concluir que nos encontramos ante un modelo concéntrico, las provincias al norte de Madrid presentan las menores tasas de mortalidad y estas tasas van creciendo conforme se abandona dicha centralidad, especialmente cuando la mirada se dirige hacia el sur, siendo especialmente altas en Sevilla, Huelva y Cádiz, continuando por el litoral mediterráneo y en algunos lugares del norte del país, dado que estas provincias se concentran sobre todo en los grupos 4 y 5.

3.2. ESTIMACIÓN INDIVIDUALIZADA DE LA PROBABILIDAD DE FALLECIMIENTO

En el cuadro 3 se presenta el odd ratio de los distintos modelos estimados. La influencia de la edad y sexo en la probabilidad de muerte son las habituales en los cuatro modelos estimados y estadísticamente diferente de uno en todos los casos: la tasa de mortalidad aumenta con la edad y las mujeres presentan tasas de mortalidad inferiores a las de los hombres.

Existe una relación inversa entre la probabilidad de defunción y las variables socioeconómicas, tanto el nivel educativo como la ocupación. En el modelo uno que únicamente incluye los grupos de cotización, todas las variables son significativas. Los odd ratios son mayores que uno al comparar con el grupo de cotizantes de mayor nivel, los altos directivos. También el efecto del nivel educativo, incluido en el modelo 2, es el habitual. Educación y grupo de cotización están correlacionados, al introducir las dos se reduce la desigualdad explicada por cada una de ellas, pero son complementarias y tienen efectos diferentes, sobre todo al diferenciar por sexo, como se verá más adelante.

Las variables geográficas, incluidas en el modelo 3, indican que el hecho de que la residencia del individuo sea una capital de provincia o un municipio grande supone una menor probabilidad de muerte. La significatividad de los grupos provinciales refleja la necesidad de incorporar este componente en las estimaciones individuales, puesto que en caso contrario se estarían obteniendo resultados sesgados. La diferencia en entre el primer y segundo grupo de provincias no es significativa, pero las provincias del quinto grupo presentan una probabilidad de muerte un 40% superior a la del grupo base, valor que es completamente coherente con el obtenido en el apartado anterior.

3.3. SEGMENTACIÓN POR SEXO Y EDAD

Se ha realizado un análisis segmentado de la influencia tanto del grupo de cotización como de la educación por sexo y edad. Las probabilidades estimadas muestran pautas similares según sexo en la relación de la mortalidad con el grupo de cotización. En la Figura 1 se observa que los perfiles parecen idénticos para todos los grupos de edad, aunque difieren en los niveles. Se observa, por ejemplo, que para trabajadores entre 25 y 35 años los asalariados masculinos del grupo 1 tienen el doble de probabilidades de muerte que las asalariadas, mientras que el ratio es más de 2,5 para el grupo de menor salario. Esto indica que además de tener un efecto positivo sobre la tasa de mortalidad masculina, este efecto es mayor para los grupos de menor nivel de cotización, es decir para aquellas profesiones que requieren una menor cualificación.

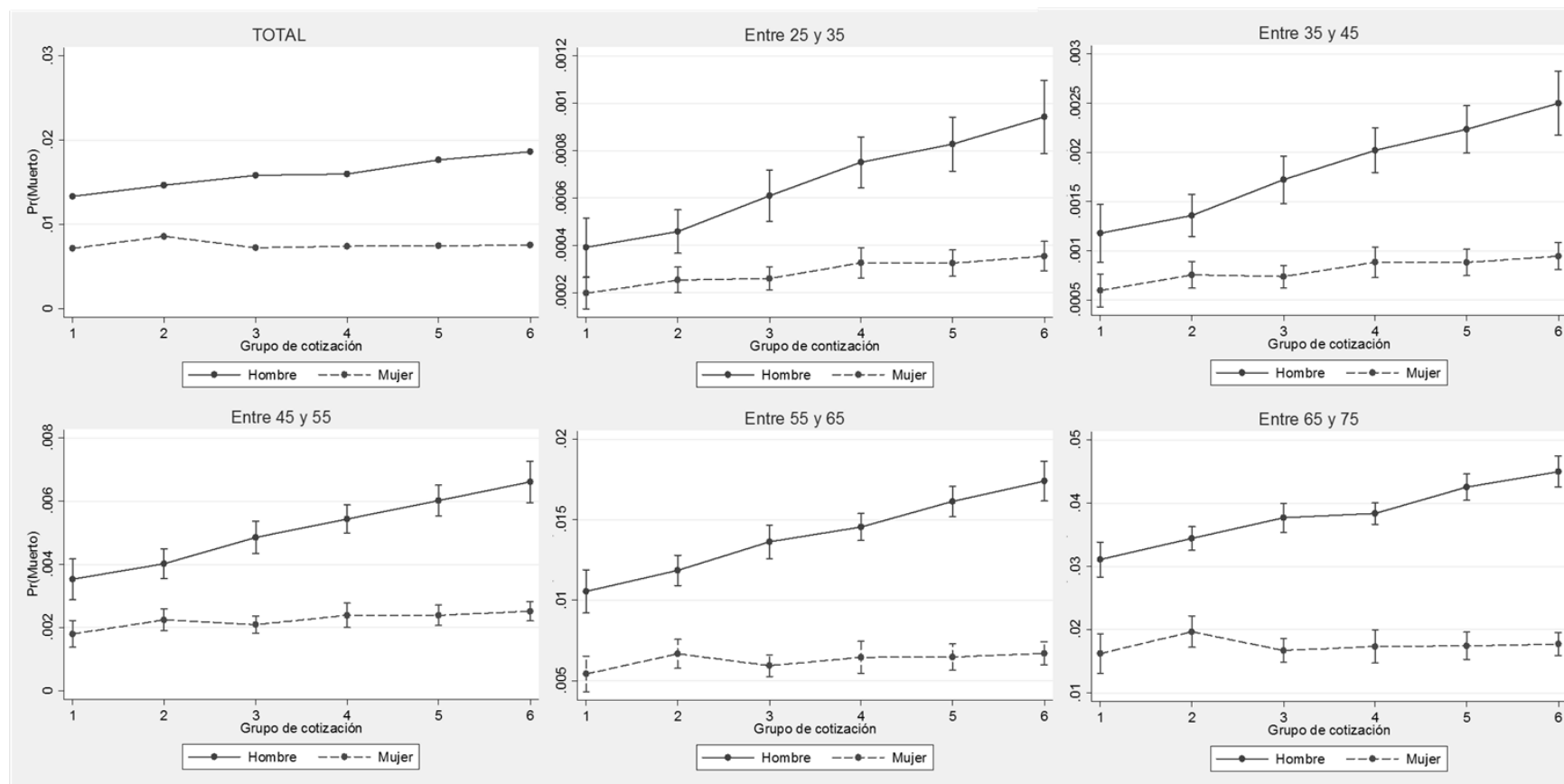
Este esquema de comportamiento se mantiene al considerar a los trabajadores de mayor edad, con lo que se detecta claramente una regularidad que no depende de la edad, ni del espacio geográfico, ni de la educación, ni del tamaño de la ciudad, puesto que son elementos que han sido descontados a la hora de realizar las estimaciones.

CUADRO 3.
Estimación logit de la probabilidad de muerte

| | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 | Modelo 4 |
|------------------------------|--------------------|--------------|--------------|--------------|
| Edad | 1,111*** | 1,110*** | 1,110*** | 1,131*** |
| Mujer | 0,448*** | 0,456*** | 0,461*** | 0,745** |
| Grupo de cotización | | | | |
| Grupo cotización 2 | 1,118*** | 1,061 | 1,067 | 1,567* |
| Grupo cotización 3 | 1,227*** | 1,124** | 1,128** | 2,014*** |
| Grupo cotización 4 | 1,274*** | 1,155*** | 1,142*** | 2,839*** |
| Grupo cotización 5 | 1,403*** | 1,260*** | 1,242*** | 3,388*** |
| Grupo cotización 6 | 1,471*** | 1,302*** | 1,250*** | 3,827*** |
| Educación | | | | |
| Nivel educativo 2 | | 1,119* | 1,081 | 1,680* |
| Nivel educativo 3 | | 1,175*** | 1,120* | 2,292*** |
| Nivel educativo 4 | | 1,207*** | 1,135** | 1,959** |
| Nivel educativo 5 | | 1,454*** | 1,333*** | 1,479 |
| Variables geográficas | | | | |
| Capital de provincia | | | 0,844*** | 0,843*** |
| Municipio grande | | | 0,796*** | 0,798*** |
| Grupo regional | | | | |
| Grupo 2 | | | 1,138 | 1,137 |
| Grupo 3 | | | 1,263*** | 1,261*** |
| Grupo 4 | | | 1,246*** | 1,243** |
| Grupo 5 | | | 1,413*** | 1,404*** |
| Interacciones | | | | |
| Mujer | Nivel educativo 1 | | | 0,732** |
| Mujer | Nivel educativo 2 | | | 0,626*** |
| Mujer | Nivel educativo 3 | | | 0,757* |
| Mujer | Nivel educativo 4 | | | 1,01 |
| Mujer | Grupo cotización 2 | | | 1,052 |
| Mujer | Grupo cotización 3 | | | 0,859 |
| Mujer | Grupo cotización 4 | | | 0,89 |
| Mujer | Grupo cotización 5 | | | 0,764** |
| Mujer | Grupo cotización 6 | | | 0,742** |
| Edad | Nivel educativo 2 | | | 0,994 |
| Edad | Nivel educativo 3 | | | 0,990** |
| Edad | Nivel educativo 4 | | | 0,993* |
| Edad | Nivel educativo 5 | | | 0,998 |
| Edad | Grupo cotización 2 | | | 0,995 |
| Edad | Grupo cotización 3 | | | 0,992** |
| Edad | Grupo cotización 4 | | | 0,987*** |
| Edad | Grupo cotización 5 | | | 0,986*** |
| Edad | Grupo cotización 6 | | | 0,985*** |
| Constante | Sí | Sí | Sí | Sí |
| N | 876042 | 847768 | 847768 | 847768 |
| chi2 | 39124,762*** | 35633,795*** | 35794,854*** | 35896,041*** |
| Pseudo R2 | 0,2657 | 0,2612 | 0,2624 | 0,2632 |

Fuente: Elaboración propia con datos de la MCVL.

FIGURA 1.
Efecto del historial laboral sobre la probabilidad de muerte por sexo y edad



Fuente: Elaboración propia con datos de la MCVL.

Una manera de medir la desigualdad es el ratio relativo, calculado como el cociente de la probabilidad de muerte con respecto al grupo de referencia, que en nuestro caso es el grupo de cotización más alto (Grupo de cotización 1). Una segunda medida es la diferencia en probabilidades con respecto a este grupo de referencia. Estos valores se presentan en el Cuadro 4.

En las mujeres las diferencias por grupos de cotización son mucho menores que para los hombres. En los hombres, en los tres primeros grupos de cotización los efectos marginales no son significativamente distintos de cero (es decir, que pasar del 1 al 2 y de este al 3 no cambia significativamente la probabilidad de muerte). Con el gráfico se ve que el aumento en la probabilidad de muerte es más intenso en los grupos 5 y 6, es decir, en los trabajos manuales de menor cualificación. En el caso de la mujer, la cualificación laboral introduce menos diferencias en la probabilidad de muerte.

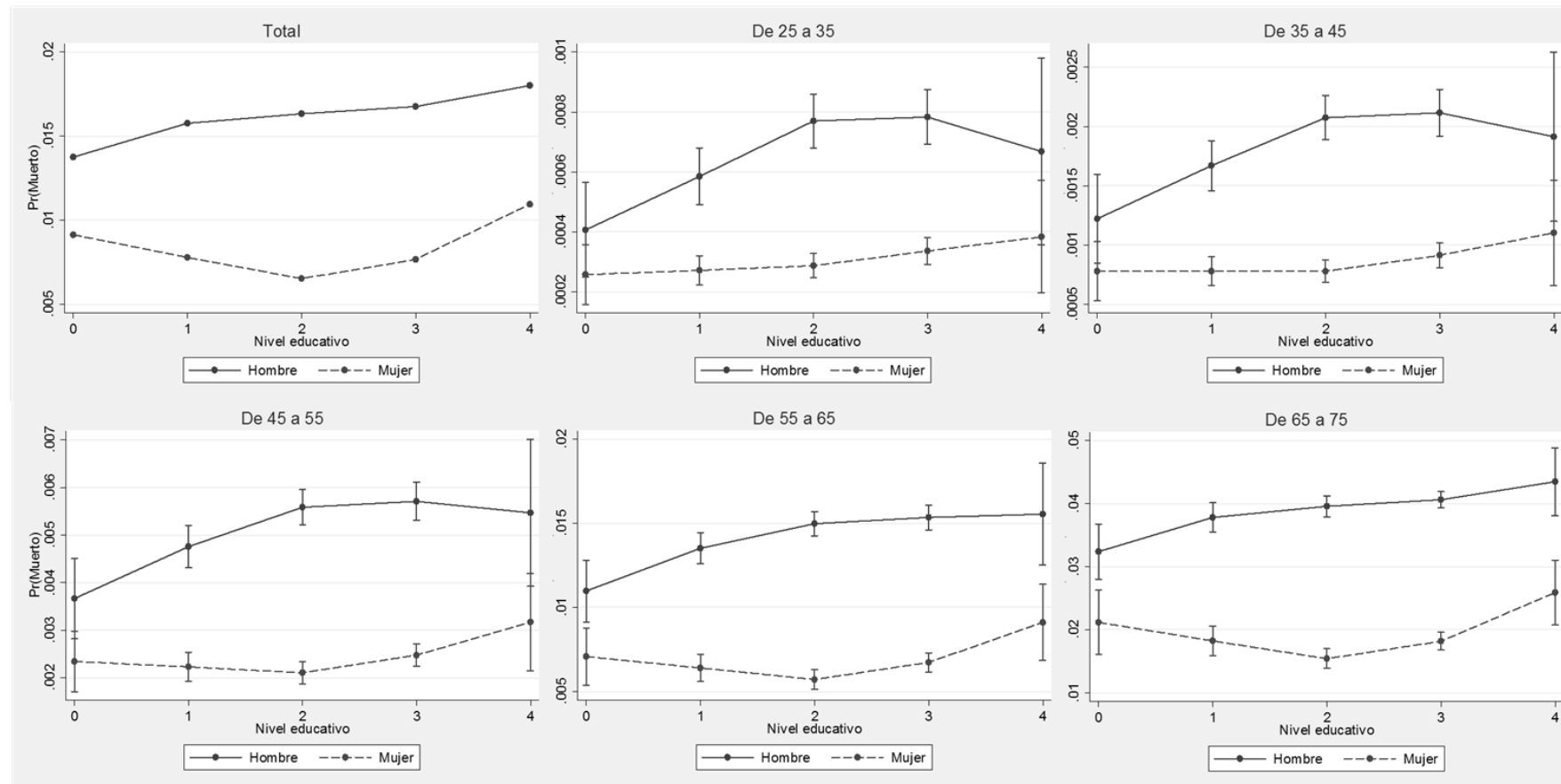
CUADRO 4.
Ratios relativos y diferencias en probabilidad según grupo de cotización y sexo

| Grupo | Hombres | | | Mujeres | | |
|-------|--------------|-------|------------|--------------|-------|------------|
| | Probabilidad | Ratio | Diferencia | Probabilidad | Ratio | Diferencia |
| 1 | 1,54% | 1,00 | - | 0,90% | 1,00 | - |
| 2 | 1,65% | 1,07 | 0,10% | 1,01% | 1,12 | 0,10% |
| 3 | 1,79% | 1,16 | 0,24% | 0,90% | 1,00 | 0,00% |
| 4 | 1,80% | 1,16 | 0,25% | 0,94% | 1,04 | 0,03% |
| 5 | 1,97% | 1,27 | 0,42% | 0,89% | 0,99 | -0,01% |
| 6 | 2,03% | 1,32 | 0,49% | 0,89% | 0,99 | -0,01% |

Fuente: Elaboración propia con datos de la MCVL

Los resultados relativos a la educación son similares. Las probabilidades estimadas muestran pautas muy diferentes según sexo en la relación de la mortalidad con el nivel educativo (Figura 2). Parece haber relación clara en el caso del hombre, conforme se reduce el nivel educativo aumenta también la probabilidad de muerte. No así en el de la mujer, donde la desigualdad aparece esencialmente para el nivel educativo más bajo. Mientras que en los varones toda reducción del nivel educativo lleva aparejada un aumento de la probabilidad de muerte, en las mujeres, no ocurre lo mismo, la probabilidad de muerte es menor en la educación y sólo aumenta cuando se reduce el nivel educativo al nivel más bajo. Por tanto, la diferencia en el total entre hombres y mujeres viene marcada especialmente por el nivel de estudios menor.

FIGURA 2.
Efecto de la educación sobre la probabilidad de muerte por sexo



Fuente: Elaboración propia con datos de la MCVL.

En el caso de los hombres la desigualdad introducida por el nivel educativo se hace más patente, especialmente conforme aumenta la edad. En el caso de las mujeres hay una cierta igualdad en la probabilidad de muerte según sea el nivel educativo, sólo rota por el nivel educativo 4, especialmente para los grupos de edad más elevados. En el Cuadro 5 se presentan los valores de la figura, así como el ratio intergrupo. Como puede comprobarse, la probabilidad de muerte aumenta un 35 % en los hombres al pasar del nivel educativo mayor al menor, mientras que ese incremento en las mujeres es del 25%, sin embargo, el ratio es mayor que uno para todos los niveles educativos en el caso de los hombres y únicamente para las mujeres con un nivel educativo menor.

CUADRO 5.
Ratios relativos y diferencias en probabilidad según nivel educativo y sexo

| Educación | Hombres | | | Mujeres | | |
|-----------|--------------|-------|------------|--------------|-------|------------|
| | Probabilidad | Ratio | Diferencia | Probabilidad | Ratio | Diferencia |
| 0 | 1,60% | 1,00 | | 1,07% | 1,00 | |
| 1 | 1,79% | 1,11 | 0,18% | 0,89% | 0,83 | -0,18% |
| 2 | 1,83% | 1,14 | 0,23% | 0,78% | 0,73 | -0,28% |
| 3 | 1,84% | 1,15 | 0,23% | 0,94% | 0,88 | -0,12% |
| 4 | 1,95% | 1,22 | 0,35% | 1,32% | 1,24 | 0,25% |

Fuente: Elaboración propia con datos de la MCVL.

4. DISCUSIÓN

Una variable como la mortalidad depende de gran cantidad de factores, como puede verse en Grigoriev et al. (2013). Muchos de estos factores tienen que ver con la situación geográfica de las personas, puesto que la residencia en una región determina unas condiciones físicas (clima, humedad, altura, calidad y acceso al agua), sociales (tasas de criminalidad) y económicas (estructura productiva, legislación sobre la seguridad en el trabajo). Un análisis como el que se realiza en este trabajo debe tener en cuenta estos efectos y cabe una doble estrategia. La primera consiste en incluir en las estimaciones variables que recojan estos factores, con lo que las correlaciones entre las variables explicativas se incrementarían notablemente. La segunda posibilidad, que ha sido la adoptada en este trabajo, es tratar de determinar de manera previa la influencia de estos elementos y tenerlos en cuenta en la segunda fase cuando se determina la influencia de las variables socioeconómicas en la mortalidad.

Los resultados han mostrado claras diferencias regionales, provincias con una tasa de mortalidad un 20% por debajo de la media nacional y otras un 20% por encima, una diferencia de hasta un 40%. Este resultado es ciertamente elevado, considerando que las tasas han sido corregidas por la estructura de edad, y muestra la necesidad de un análisis más profundo a nivel regional, tanto desde el punto de vista de condicionantes físicos como los referidos a política sanitaria. La distribución espacial de la mortalidad obtenida ofrece un patrón similar (aunque no idéntico) al observado en otros trabajos (Benach y Martínez, 2013; Benach, 2007; Reques et al, 2015; Regidor et al, 2015) ya que es preciso recordar que la muestra que se analiza no es completamente representativa de la población. En la MCVL no están incluidos los cotizantes de determinados sistemas de previsión como MUFACE (funcionarios), ISFA (militares) y MUGEJU (administración de justicia) y cuya exclusión puede llevar a una infrarrepresentación de las personas de alto nivel educativo. En todo caso, se repite el patrón geográfico encontrado en esos trabajos, con mayores tasas de mortalidad en provincias de la periferia española (Andalucía, Murcia, Canarias, Asturias...) y menores a medida que nos acercamos al centro de la península. Lo que sin duda muestra la necesidad de un análisis más profundo a nivel provincial, tanto desde el punto de vista de condicionantes físicos como los referidos a política sanitaria.

En cuanto al segundo objetivo del análisis, que es el efecto de la trayectoria laboral en la tasa de mortalidad, los resultados indican que la tasa de mortalidad aumenta con la edad y las mujeres presentan tasas de mortalidad inferiores a las de los hombres. Son muchos los estudios que sugieren que las diferencias regionales en las tasas de mortalidad pueden tener su origen en desigualdades socioeconómicas. En esta línea, el efecto del nivel educativo es el habitual en este tipo de literatura, observándose un gradiente inverso en las tasas de mortalidad en función del nivel educativo (Reques et al, 2015; Huisman et al, 2004; Mackenbach et al, 2008). Además, el efecto no es el mismo para hombres y mujeres y cambia por grupos de edad. Mientras que en los varones toda reducción del nivel educativo lleva aparejada un leve aumento de la probabilidad de muerte, en las mujeres, no ocurre lo mismo, la probabilidad de muerte sólo aumenta de manera significativa cuando nos encontramos en el grupo de menor educación. Por tanto, la diferencia en el total entre hombres y mujeres viene marcada especialmente por el nivel de estudios menor. Por otro lado, residir en una capital de provincia o un municipio grande supone una menor probabilidad de muerte. Sin duda el acceso a los servicios sanitarios juega un papel importante en este aspecto.

La inclusión de la trayectoria laboral del trabajador como determinante de la tasa de mortalidad es un aspecto más novedoso. Los resultados indican que el grupo de cotización es un elemento significativo, incluso cuando se controla por el nivel educativo, con lo que se confirma que están recogiendo dos aspectos distintos de lo que puede denominarse capital humano. Del mismo modo que ocurre con el nivel educativo, la influencia del grupo de cotización tiene que ser matizada por el sexo de los trabajadores. Los asalariados masculinos del grupo de cotización 1 tienen el doble de probabilidades de muerte que las asalariadas, mientras que el ratio se eleva a 2,5 para el grupo de menor salario. Esto indica que, el grupo de cotización, además de tener un efecto positivo sobre la tasa de mortalidad masculina, este efecto es mayor para los grupos de menor nivel de cotización, es decir, para aquéllas profesiones que requieren una menor cualificación.

Estos resultados nos indican la importancia que tienen las variables geográficas, económicas y laborales en la tasa de mortalidad de los trabajadores y la relevancia que tenerlas en consideración a la hora de elaborar políticas, como por ejemplo políticas relacionadas con la edad de jubilación, ya que no es lo mismo aumentar la edad de jubilación en dos años a un grupo de trabajadores con una esperanza de vida de 2 años puesto, que lo que se hace es eliminar la jubilación, que a otro cuya esperanza de vida sea 10 años.

5. CONCLUSIONES

El análisis de las tasas de mortalidad no es sencillo, puesto que en su determinación intervienen variables de muy distinta naturaleza. En este trabajo se pretenden aislar dos de estas variables. La primera tiene que ver con el componente geográfico y la segunda con el mercado de trabajo y el capital humano de los asalariados españoles. Sin duda las características físicas, climáticas, naturales del lugar de residencia inciden en la mortalidad, con lo que a la hora de evaluar la influencia de variables socio-económicas lo primero que hay que hacer es corregir el sesgo geográfico. El segundo aspecto considerado es el efecto de la trayectoria laboral en la tasa de mortalidad, aspecto que puede arrojar luz sobre los efectos de un incremento de la edad de jubilación en la tasa de mortalidad de los trabajadores.

El análisis geográfico confirma la importancia de incluir el componente regional en el estudio de la mortalidad en España. Como resultado se ha obtenido una distribución de la mortalidad que agrupa las provincias españolas en cinco grandes grupos en función de sus similitudes en cuanto la tasa de mortalidad y características poblacionales, nos encontramos ante un modelo concéntrico, puesto que las provincias al norte de Madrid presentan las menores tasas de mortalidad, y estas tasas van creciendo conforme se abandona dicha centralidad, especialmente cuando la mirada se dirige hacia el sur.

En cuanto al segundo objetivo del análisis, que es el efecto de la trayectoria laboral en la tasa de mortalidad, los resultados indican que hay una clara relación inversa entre la probabilidad de defunción y las variables socioeconómicas, tanto el nivel educativo como la ocupación. El grupo de cotización es un

elemento significativo, incluso cuando se controla por el nivel educativo, con lo que se confirma que están recogiendo dos aspectos distintos de lo que puede denominarse capital humano.

Estos resultados nos indican la importancia que tienen las variables geográficas, económicas y laborales en la tasa de mortalidad de los trabajadores y la relevancia que tenerlas en consideración a la hora de elaborar políticas, como por ejemplo políticas relacionadas con la edad de jubilación.

BIBLIOGRAFIA

- Benach, J. (2007). *Estudio geográfico de la mortalidad en España*. Informes 2007, Ciencias Sociales, Fundación BBVA.
- Benach, J., & Martínez Martínez, J. M. editores (2013). *Atlas de mortalidad en municipios y unidades censales de España (1984-2004)*, Fundación BBVA.
- Boix, R., Aragonés, M., & Medrano, M. J. (2003). Tendencias en la mortalidad por cardiopatía isquémica en 50 provincias españolas. *Revista Española de Cardiología*, 56, 850-856.
- Borrell, C., Azlor E., Rodríguez-Sanz, M., Puigpinós, R., Cano-Serral, G., Pasarín, M.I., Martínez, J.M., Benach, J. & Muntaner, C. (2008). Trends in socioeconomic mortality inequalities in a southern European urban setting at the turn of the 21st century. *Journal Epidemiology Community Health*, 62, 258–266.
- Borrell, C., Regidor, E., Arias, L.C., Navarro, P., Puigpinós, R., Domínguez, & V., Plasència, A. (1999). Inequalities in mortality according to education level in two large southern European cities. *International Journal of Epidemiology*, 28(1), 58-63.
- Borrell, C. L., Cortès, I., Artazcoz, L., Molinero, E., & Moncada, S. (2003). Social inequalities in mortality in a retrospective cohort of civil servants in Barcelona. *International Journal of Epidemiology* 32(3), 386-389.
- Goerlich, F. J., & Pinilla, R. (2005). *Las Tablas de Mortalidad del Instituto Nacional de Estadística*. Documento de trabajo 2005-01, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas-IVIE.
- Goerlich, F. J., & Pinilla, R. (2009). *Tablas de Mortalidad para España y sus regiones: 1975-2006 y Esperanzas de Vida Libres de Discapacidad por sexo y Comunidad Autónoma: 2004-2006. Base de Datos y Principales Resultados*. Monografía 2009-01, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas-IVIE.
- Grigoriev, P., Doblhammer-Reiter, G., & Shkolnikov, V. (2013). Trends, patterns, and determinants of regional mortality in Belarus, 1990-2007. *Population Studies*, 67(1), 61-81.
- Huisman, M., Kunst, A. E., Andersen, O., Bopp, M., Borgan, J. K., Borrell C., Costa, G., Deboosere, P., Desplanques, G., Donkin, A., Gadeyne, S., Minder, C., Regidor, E., Spadea, T., Valkonen, T., & Mackenbach, J. P. (2004). Socioeconomic inequalities in mortality among elderly people in 11 European populations. *Journal Epidemiology Community Health*, 58, 468–475.
- López, M. A., Benavides, F. G., Alonso, J., Espallarguesa, M., Durána, X. & Martínez, J.M. (2014). La utilidad del uso de datos administrativos en la investigación de salud pública: la Muestra continua de vidas laborales. *Gaceta Sanitaria*, 28(4), 334-337.
- López-Abente, G., Pollán, M., Escolar, A., Errezola, M., & Abaira, V. (2001). *Atlas de mortalidad por cáncer y otras causas en España. 1978-1992*. Instituto de Salud Carlos III, Madrid.
- López-Abente, G., Ramis, R., Pollán, M., Aragonés, N., Pérez-Gómez, B., Gómez-Barroso, D., Carrasco, J. M., Lope, V., García-Pérez, J., Boldo, E., & García-Mendizabal, M. J. (2006). *Atlas municipal de mortalidad por cáncer en España, 1989-1998*. Instituto de Salud Carlos III. Madrid.

- Mackenbach, J. P., Kulhánová, I., Bopp, M., Bopp, M., Deboosere, P., Eikemo, T. A., Hoffmann, R., Kulik, M. C., Leinsalu, M., Martikainen, P., Menvielle, G., Regidor, E., Wojtyniak, B., Östergren, O., & Lundberg, O. (2015). Variations in the relation between education and cause-specific mortality in 19 European populations: A test of the “fundamental causes” theory of social inequalities in health. *Social Science & Medicine*, 127, 51-62.
- Mackenbach, J. P., Stirbu, I., & Roskam, A. J. (2008). Socioeconomic inequalities in 22 European Countries. *The New England Journal of Medicine*, 358(23), 2468-2481.
- Martínez, M. A., López, A., Amador, A., Melchor, I., Botella, P., Abellán, C., Abellán, J. J., Verdejo, F., Zurriaga, O., Vanaclocha, H., & Escolano, M. (2005). *Atlas de mortalidad de la Comunidad Valenciana 1991-2000*. Generalitat Valenciana. Dirección General de Salud Pública. Área de Epidemiología.
- 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. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 63(10), 832-838.
- Puigpinós, R., Borrell, C., Antunes, J. L., Azlor, E., Pasarín, M. I., Serral, G., Pons-Vigués, M., Rodríguez-Sanz, M., & Fernández, E. (2009). Trends in socioeconomic inequalities in cancer mortality in Barcelona: 1992–2003. *BMC Public Health*, 9 (35).
- Regidor, E., Calle, M. E., Navarro, P., & Domínguez, V. (2003). The size of educational differences in mortality from specific causes of death in men and women. *European Journal of Epidemiology*, 18(5), 395-400.
- Regidor, E., Mateo, S., Gutiérrez-Fisac, C., & Rodríguez, C. (1996). Diferencias socioeconómicas en mortalidad en ocho provincias españolas. *Medicina Clínica*, 106 (8), 285-289.
- Regidor, E., Kunst, A. E., Rodríguez-Artalejo, F., & Mackenbach, J. P. (2012). Small socio-economic differences in mortality in Spanish older people. *European Journal of Public Health*, 22(1), 80-85.
- 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. *European Journal of Epidemiology*, 20(6), 501-508.
- Regidor, E., Reques, L., Giráldez-García, C., Miqueleiz, E., Santos, J. M., Martínez, D., & de la Fuente, L. (2015). The Association of Geographic Coordinates with Mortality in People with Lower and Higher Education and with Mortality Inequalities in Spain. *PLoS One*, 10 (7).
- 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. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 68(12), 1151–1160.
- Reques, L., Miqueleiz E., Giráldez-García, C., Santos, J. M., Martínez, D., & Regidor, E. (2015). Geographic Patterns of Mortality and Socioeconomic Inequalities in Mortality in Spain. *Rev Española de Salud Pública*; 89(2), 137-47.

ORCID

- Jesús Clemente <https://orcid.org/0000-0001-6907-8090>
- Pedro García Castrillo <https://orcid.org/0000-0002-7250-8394>
- Maria A. Gonzalez-Alvarez <https://orcid.org/0000-0002-6271-4370>

