

# Las desigualdades territoriales de mortalidad en la España de los años sesenta: una aproximación a sus niveles y determinantes

Amand Blanes Llorens<sup>1</sup> y Jeroen Spijker<sup>2</sup>

## Resumen

En el artículo se analizan e interpretan los diferenciales provinciales de mortalidad por edad y causa en los años sesenta del siglo pasado. El objetivo es constatar si esos diferenciales reflejan diferencias de ritmo y de fase entre las provincias españolas en su proceso de transición epidemiológica, cuya explicación remitiría a desigualdades de desarrollo socioeconómico. Mediante un enfoque de tipo «ecológico» se realiza una aproximación a los factores causales de las desigualdades espaciales de mortalidad a partir de variables exógenas como la renta, la estructura productiva, las condiciones higiénicas, la fecundidad... El uso de las técnicas de regresión múltiple ha permitido cuantificar el efecto de las variables contextuales sobre los diferenciales provinciales de mortalidad en 1960-62 y en 1970-72, así como el cambio en el papel de esas variables durante la década de los sesenta.

**Palabras clave:** transición epidemiológica, diferencias territoriales de mortalidad, patrones de mortalidad, determinantes de la mortalidad, desarrollo socioeconómico.

## Summary

This paper analyses and interprets differences in age- and cause-specific mortality between Spanish provinces in the 1960s. The aim of the study is to ascertain the extent to which these differentials were responsible for the differences between the momentum and position of Spanish provinces in the epidemiological transition, whose explanation originates in the regional

---

1 Centre d'Estudis Demogràfics y la Universitat Autònoma de Barcelona, [ablanesllorens@gmail.com](mailto:ablanesllorens@gmail.com).

2 Centre d'Estudis Demogràfics (2).

inequalities in socioeconomic development. By means of an ecological approach estimates are made of causal factor effects of provincial inequalities in mortality from exogenous variables such as income, economic structure, labour force participation, educational level, hygienic conditions, health care factors and fertility. Multiple regression techniques were employed on province-level mortality for the periods 1960-62 and 1970-72 that allowed measuring the effect of the explanatory variables in each period as well as their change over time.

**Key words:** epidemiological transition, regional mortality differences, mortality patterns, mortality determinants.

### Résumé

Cet article analyse et interprète le différentiel provincial de mortalité par âge et cause dans les années soixante du dernier siècle. L'objectif est de voir si ces écarts reflètent des différences de rythme et de stade entre les provinces espagnoles pendant leur transition épidémiologique, dont l'explication renverrait aux inégalités socioéconomiques. Utilisant une approche «écologique», on fait une approximation des facteurs des inégalités spatiales de mortalité à partir des variables exogènes comme le revenu, la structure productive, les conditions d'hygiène, la fécondité... À l'aide des techniques de régression multiple, nous avons pu quantifier l'effet des variables contextuelles sur les écarts provinciaux de mortalité en 1960-62 et en 1970-72, ainsi que le changement dans le rôle de ces variables pendant la décennie des années soixante.

**Mots clefs:** transition épidémiologique, différences régionales de mortalité, mortalité par âge et cause, déterminants de mortalité, développement.

## INTRODUCCIÓN<sup>3</sup>

A principios de los años sesenta la esperanza de vida de la población española había alcanzado los 67 años en los hombres y los 71 años en las mujeres (27 y 29 años más respecto de los valores de 1910). En esa época, las expectativas de vida de los españoles habían convergido hacia la media de los valores observados en los países occidentales, a pesar de persistir aún un diferencial de mortalidad en la infancia y un mayor remanente en la mortalidad transmisible.

---

<sup>3</sup> Este trabajo fue presentado en la sesión 5 del IX Congreso de la Asociación de Demografía Histórica, celebrado en Sao Miguel, Açores, Portugal del 16 al 19 de junio del 2010. El trabajo se enmarca en el proyecto de investigación *Implicaciones socio-demográficas de las condiciones de salud en las edades maduras* (ref. CSO2009-09851-SOCI) financiado por el Ministerio de Ciencia e Innovación. El texto ha seguido un proceso de doble evaluación doble ciego.

La transición epidemiológica en España provocó una profunda transformación de los patrones de mortalidad por edad y causa en la primera mitad del siglo XX (Robles et al., 1996; Viciano, 1998). En el bienio 1911-12 las enfermedades transmisibles, maternas y perinatales representaban el 44 por ciento de las defunciones, destacando las diarreas, la neumonía y la tuberculosis. El descenso de las enfermedades infecciosas propias de la primera infancia en la primera mitad del siglo, de las diarreas en los años treinta y cuarenta, y de la tuberculosis en los años cincuenta provocó que el peso de las causas transmisibles se situase por debajo del 20 por ciento en 1961-62, al tiempo que iban adquiriendo protagonismo las enfermedades del aparato circulatorio, los cánceres y las causas de muerte externas. En la década de los sesenta se profundiza en el descenso de los riesgos de morir en los primeros años de vida y se intensifica el control de las causas infecto-contagiosas, vislumbrándose el acceso a un nuevo estadio de la transición epidemiológica caracterizado por la reducción de la mortalidad cardiovascular en las edades maduras y en las primeras ancianas, más temprano e intenso en las mujeres (Blanes, 2007).

A escala territorial, la geografía de la mortalidad a principios de los años sesenta se caracterizaba por la ausencia de un patrón territorial claro, o como mínimo tan definido como el observado a principios del siglo XX, o en la actualidad. Por un lado, aquellas provincias en las que la incidencia de las enfermedades transmisibles era mayor, sobre todo en la infancia; por otro lado, aquellas que se encontraban en un estadio más avanzado en el proceso de la transición epidemiológica con un mayor peso de las enfermedades no transmisibles y de sociedad. A partir de esa década, y a medida que iban perdiendo peso los determinantes tradicionales y la fuerza de mortalidad se desplazaba hacia las edades maduras y avanzadas, se fueron configurando unas pautas espaciales que, en sus grandes líneas, se prolongan hasta la actualidad.

Este trabajo toma como unidad de análisis las provincias con el fin de elaborar un modelo explicativo de los niveles y los diferenciales de mortalidad por edad y causa en función de una serie de variables contextuales. Esas variables, salvando las limitaciones que imponen las fuentes, pretenden sintetizar el contexto socioeconómico de la época («desarrollismo») y sus desigualdades territoriales.

El núcleo central del artículo se estructura en cuatro grandes apartados. En el primero se explican las fuentes demográficas utilizadas, el proceso de homogeneización de las causas de muerte, y la cons-

trucción de los indicadores de mortalidad. En el segundo se analizan los grandes rasgos de la mortalidad provincial y las distribuciones espaciales de las causas de muerte. En el tercero se describen las variables contextuales utilizadas, las transformaciones que se han realizado, y las pautas territoriales resultantes. En el último se presentan y analizan los diferentes modelos por sexo, edad y causa.

## 1. MATERIAL Y MÉTODOS

Las poblaciones son una reconstrucción por generación de los efectivos intercensales por sexo y edad simple entre las poblaciones de hecho de los Censos de 1960 y de 1970. Previamente a ese proceso de reconstrucción se han realizado una serie de operaciones como la corrección del subregistro censal de la población infantil, o la desagregación de los grupos de edad abiertos de ambos censos a partir del acumulado de las defunciones por cohorte. En las defunciones se han imputado aquellas defunciones en las que no consta la edad del difunto, bajo el supuesto de que ese fenómeno es independiente de la edad. Finalmente, se han reestimado los nacidos y las defunciones infantiles según un criterio biológico a partir de la información sobre muertos al nacer y el primer día de vida de las tablas provinciales de «abortos» del MNP<sup>4</sup>.

El análisis de las transformaciones en los perfiles de morbimortalidad requiere de un trabajo de homogeneización de las causas de muerte entre las sucesivas Clasificaciones Internacionales de Enfermedades (CIEs). Esa labor se enfrenta ante dificultades de tipo conceptual, relacionadas con la diagnosis y certificación de las causas en función del conocimiento y la praxis médica, y de tipo material, relacionadas con los cambios en las estructuras nosológicas de las clasificaciones y el nivel de detalle de las publicaciones (Bernabeu Mestre, 1998).

El periodo estudiado corresponde a años de vigencia en las estadísticas del MNP de la 6<sup>a</sup> y de la 8<sup>a</sup> CIEs. La publicación provincial se

---

4 La inscripción en el MNP de las defunciones según el lugar de fallecimiento hasta el año 1974 puede introducir un sesgo en los indicadores provinciales si se dan diferencias significativas entre las muertes acaecidas en una provincia y las de sus residentes. Para cuantificar ese sesgo se ha calculado con datos del bienio 1975-76 la diferencia relativa entre las defunciones sucedidas en una provincia y las de sus residentes con independencia de la provincia del óbito. Las diferencias son de escasa cuantía, ya que en 28 provincias se sitúan por debajo del 1 por ciento y tan sólo en 4 superan ligeramente el 2 por ciento.

realizó en ambas clasificaciones a partir de una lista específica de 50 causas (Lista B del MNP). Para homogeneizar ambas clasificaciones se ha partido de una lista de trabajo reducida construida a partir de los literales de la lista B. Esa agrupación debía cumplir con el requisito de que fuese coherente con la correspondiente clasificación de causas de muerte por sexo y edad de España elaborada a partir de la lista detallada a 3 dígitos. La correspondencia entre la lista nacional y la abreviada provincial es casi directa, a excepción del código B46 de la lista provincial que, bajo la rúbrica «Todas las demás enfermedades», incluía muertes que debían reasignarse a otros grupos para que la suma provincial de causas de muerte cuadrara con la nacional<sup>5</sup>.

Los resultados del proceso se han contrastado mediante un índice de comparabilidad (ID) calculado como la ratio entre las defunciones de 1969-70 y las de 1966-67, es decir los primeros años de vigencia de la 8ªCIE y últimos de la 6ªCIE, descartándose las del año 1968 al corresponder con el de cambio de clasificación (Tabla 1). Si exceptuamos los índices que reflejan las tendencias de base de algunas causas, como la diabetes, o que están sujetos a fluctuaciones interanuales, como la gripe, el mayor desajuste se produce a raíz del cambio en el criterio de asignación de las enfermedades mal definidas del aparato circulatorio. Este cambio provoca una fuerte caída en el grupo de causas mal definidas y el correspondiente incremento de las causas del aparato circulatorio entre ambas CIEs. El bajo valor del índice de comparabilidad para las enfermedades de los recién nacidos se debe a que en la 6ªCIE se incluían la neumonía, las diarreas y otras enfermedades infecciosas, que en la 8ªCIE se catalogaron en otros grupos de causas. A partir de la 8ªCIE el asma se incluye en el grupo de la bronquitis, y las diarreas de origen infeccioso en el grupo de las enfermedades infecciosas lo que explica el alto valor del índice de comparabilidad para esos grupos de causas<sup>6</sup>.

---

5 Una explicación del proceso de homogeneización de las series de causas de muerte en A. Blanes (2007).

6 La heterogeneidad territorial del grupo de las causas mal definidas puede sesgar los resultados, ya que si en una provincia su peso relativo es inferior al de España el resto de causas de muerte estarán proporcionalmente más representadas, y viceversa. Por esta razón, en los modelos de mortalidad por causa se han eliminado las provincias en las que el peso de las causas mal definidas difería en  $\pm 5$  puntos del observado para España, lo que sustrae de los modelos explicativos por causa a las provincias de Castellón, Cuenca, Ourense y Tenerife.

**TABLA 1**  
*Lista de causas de muerte para el análisis provincial 1960-62 y 1970-72*  
*Códigos de la lista B del MNP*

	CIE6	CIE8	Porcentaje		ID
			1960-62	1970-72	
Tuberculosis	1-2	5-6	2,9%	1,2%	0,80
Otras infecciosas	3-17	1-4, 7-18	1,5%	1,3%	1,53
Tumores	18-19	19-20	14,3%	16,4%	1,04
Diabetes	20	21	1,1%	1,8%	1,27
Ap. circulatorio	22, 24-29, %46	30, 25-29, %46	34,7%	43,3%	1,22
Gripe	30	31	1,5%	1,0%	1,45
Neumonía	31	32	5,0%	4,0%	0,92
Bronquitis	32	33	2,8%	4,1%	1,72
Otras respiratorio	%46	%46	1,7%	2,1%	1,35
Cirrosis	37	37	1,8%	2,6%	1,16
Otras ap. digestivo	33-36, %46	34-36, %46	4,6%	3,1%	0,92
Enf recién nacidos	41-44	42-44	6,2%	3,2%	0,55
Mal definidas	45	45	12,0%	7,5%	0,70
Resto naturales	21, 23, 38-40, %46	22-24, 38-41, %46	7,7%	5,0%	0,80
Acc vehículos	47	47	1,1%	1,6%	1,19
Suicidios	49	49	0,6%	0,5%	0,99
Resto externas	48, 50	48, 50	2,7%	2,7%	1,07
Total	1-50	1-50	100,0%	100,0%	1,06

NOTA: ID indicador de comparabilidad calculado como la ratio entre las defunciones de 1969-70 y las de 1966-67.  
 FUENTE: elaboración propia a partir del MNP.

Los indicadores se han calculado con una dimensión trianual para los periodos 1960-62 y 1970-72<sup>7</sup>. La agregación temporal concede una mayor robustez a los indicadores y suaviza la posible presencia de años con puntas de mortalidad en algunas causas de muerte, como la gripe u otras respiratorias.

Las tablas de mortalidad, de configuración abreviada hasta 85 y más años, se han calculado transformando las tasas en riesgos mediante el método de Reed y Merrell, derivándose el resto de funciones de la tabla según los protocolos estándar de cálculo de tablas de mortalidad (Chiang, 1984).

El análisis provincial de la mortalidad por causa se topa ante la gran limitación que supone no disponer del cruce edad-causa en las

<sup>7</sup> Para agilizar la lectura se ha simplificado la notación tomando el año central como referencia del trienio sobre el que se han calculado los indicadores.

publicaciones del MNP<sup>8</sup>. Debido a esa restricción, para medir las desigualdades espaciales es necesario recurrir a la técnica de la estandarización indirecta. Esta técnica ubica la posición de cada provincia en relación con España, eliminando los efectos de las diferencias en las estructuras por edad. El estudio de unidades de dispar tamaño poblacional y de causas de muerte de desigual incidencia introduce la problemática de la aleatoriedad de los datos y de la robustez de los resultados. Por este motivo se han calculado también los correspondientes intervalos de confianza. El índice estandarizado (*IE*) y su intervalo de confianza (*IC*) para cada provincia (*pro*), sexo (*s*), causa de muerte (*j*) y trienio (*t*) se ha calculado mediante:

$$IE_{s,j}^{pro,t} = \frac{d_{s,j}^{pro,t}}{\sum_{x=0}^{85} (P_{s,x}^{pro,t} \times m_{s,j,x}^{Esp,t})} \quad IC_{s,j}^{pro,t} = 1,96 \times \frac{\sqrt{d_{s,j}^{pro,t}}}{\sum_{x=0}^{85} (P_{s,x}^{pro,t} \times m_{s,j,x}^{Esp,t})}$$

siendo,  $d_{s,j}^{pro,t}$  las defunciones observadas en la provincia para una determinada causa de muerte, sexo y trienio;  $P_{s,x}^{pro,t}$  la población provincial por sexo y edad; y,  $m_{s,j,x}^{Esp,t}$  la tasa específica de mortalidad nacional para dicha causa de muerte.

A partir del índice estandarizado y de su intervalo de confianza se determina si una provincia tiene para una causa de muerte una mortalidad significativamente inferior o superior a la del conjunto nacional, o bien no existen diferencias significativas. Los resultados de la estandarización se han mapificado considerando esas tres categorías.

## 2. RESULTADOS

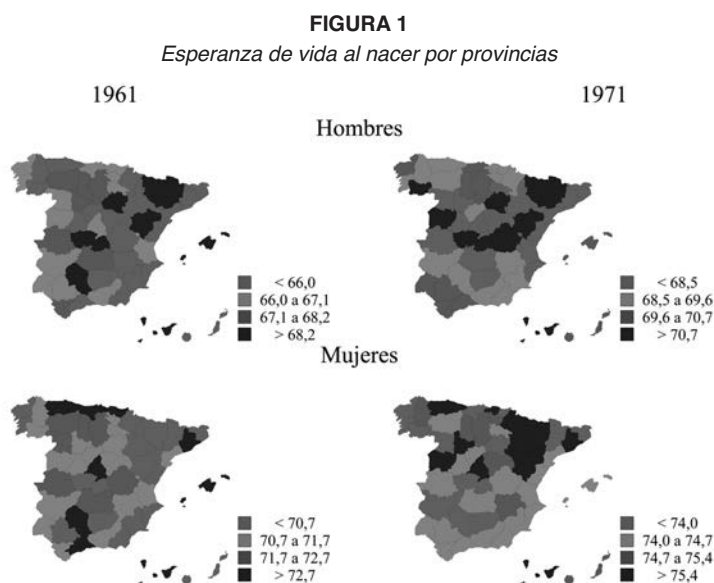
### 2.1. La geografía de la mortalidad

A principios de los años sesenta, las provincias que superaban la media provincial de la esperanza de vida al nacer en los hombres, por encima de los 67,1 años, se ubicaban en el oriente peninsular, a excepción de Valencia, en las provincias insulares y en un grupo de las noroccidentales (Asturias, Lugo y Ourense). En el extremo opuesto, las

<sup>8</sup> Antes de 1975 sólo se dispone de esa información para los periodos 1902-1907 y 1931-1940.

menores expectativas de vida, por debajo de los 66 años, correspondían a los residentes en gran parte de la meseta norte, además de Cáceres, Cádiz y Ciudad Real.

Las pautas geográficas en las mujeres presentaban una mayor continuidad con las históricas<sup>9</sup> y se diferenciaban de las masculinas por: a) las provincias cantábricas y atlánticas seguían constituyendo una zona privilegiada en el contexto de la mortalidad de la época; b) el espacio menos favorecido abarcaba una zona más extensa del interior, incluyendo gran parte de Castilla-La Mancha; c) la situación de la Andalucía Occidental era menos desfavorable, ya que las malagueñas y las sevillanas se situaban por encima de la media provincial, y la posición relativa de las gaditanas era menos desfavorable; y, d) el peculiar caso de Madrid que ocupaba la quinta posición de la jerarquía provincial en las mujeres y la trigésimo quinta en los hombres (Figura 1).



NOTA: los intervalos se han calculado a partir de la media y la desviación típica de la distribución provincial.  
FUENTE: elaboración propia a partir del MNP y de las poblaciones reconstituidas.

<sup>9</sup> Una descripción de los niveles y las pautas espaciales de la esperanza de vida en las primeras décadas del siglo XX en Dopico y Reher (1998), en la década de los setenta y principios de los ochenta en los artículos de Cohen (1989, 1991), y para el periodo más reciente en Blanes (2006)



En la década de los sesenta la esperanza de vida aumentó, en término medio, 2,5 años en los hombres y 3,1 años en las mujeres, pero la magnitud de esas ganancias no fue homogénea. En los hombres oscilaron desde mejoras inferiores a los 2 años, como en las provincias más urbanas e industrializadas del Cantábrico o en las insulares, a avances superiores a los 4 años, como en algunas castellano-leonesas. En las mujeres, las menores ganancias se localizaron en gran parte del sur y del Levante peninsular, en contraposición con las sustanciales ganancias, por encima de los 4,5 años, de algunas provincias del interior peninsular. En gran medida, fueron aquellas zonas que se encontraban en un estadio más retrasado en el descenso de los riesgos de morir en la infancia<sup>10</sup> las que más vieron incrementar las expectativas de vida de sus habitantes. En este sentido, en los años sesenta los riesgos de morir en la niñez todavía desempeñaban un papel determinante tanto del nivel de la esperanza de vida como de sus diferenciales territoriales. Así, en 1961 el 40 por ciento de la diferencia interprovincial de vida media al nacer en los hombres y el 45 por ciento en las mujeres es imputable a desigualdades en los riesgos de morir antes de los quince años, mientras que tres lustros más tarde, en torno de 1975, el papel de esas edades se había reducido al 21 por ciento en los hombres y al 27 por ciento en las mujeres.

La esperanza de vida al nacer, como indicador agregado de mortalidad, camufla la coexistencia de contrastados modelos territoriales en las estructuras de la mortalidad por edad. Para sintetizar esos patrones se han agrupado las provincias en función de dos ejes que reflejan la posición de cada una de ellas respecto de la media provincial de los riesgos de morir en el primer año de vida ( $q_0$ ) y en las edades avanzadas ( ${}_{20}q_{65}$ ). Como se aprecia en la figura 2, en el año 1961 las provincias que gozaban de una mejor posición en la mortalidad infantil se localizaban en el litoral Mediterráneo, prolongándose por las provincias aragonesas hasta enlazar con las vascas y las del litoral Cantábrico. Si segmentamos ese grupo en función de la segunda dimensión, es decir la mortalidad en las edades avanzadas, las provincias del Mediterráneo, a excepción de Baleares en ambos sexos y de Barcelona en las mujeres, tenían unos riesgos de morir superiores a la media provincial. En esa

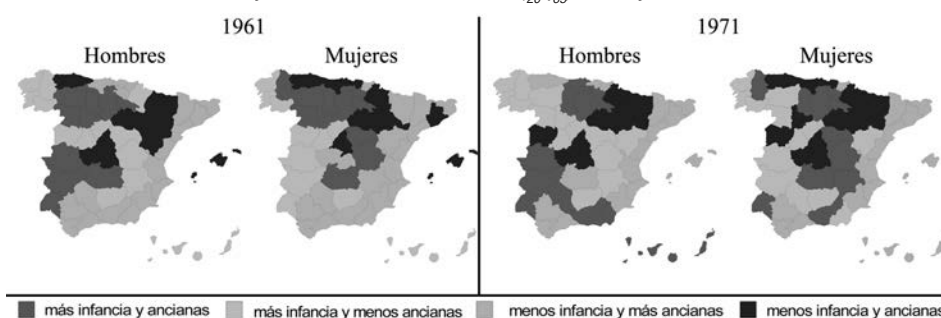
---

10 Una análisis de los niveles, ritmos y pautas de la mortalidad infantil en Gómez Redondo (1992).

dimensión destaca la diferente posición en función del sexo en algunas provincias del norte peninsular, ya que el riesgo de morir de los hombres entre los 65 y los 85 años superaba la media provincial en Cantabria y Vizcaya, mientras que se situaba por debajo en las mujeres. Por su parte, los riesgos de morir más elevados en la infancia se localizaban en las provincias colindantes con Portugal, en las del centro peninsular, a excepción de Madrid y Toledo, y en las gallegas y canarias. En el seno de ese grupo, las de la submeseta norte, además de Ciudad Real, tenían en ambos sexos unos riesgos de morir en las edades avanzadas superiores a la media provincial, dándose esa situación también en las extremeñas y en Cádiz en los hombres, y en Cuenca y Guadalajara en las mujeres.

FIGURA 2

Posición relativa de las provincias respecto de la mortalidad en la infancia ( ${}_1q_0$ ) y en las edades avanzadas ( ${}_{20}q_{65}$ ). 1961 y 1971



NOTA: media y dispersión de los cocientes provinciales (por mil):

	1961				1971			
	Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres	
	${}_1Q_0$	${}_{20}Q_{65}$	${}_1Q_0$	${}_{20}Q_{65}$	${}_1Q_0$	${}_{20}Q_{65}$	${}_1Q_0$	${}_{20}Q_{65}$
Media	50,9	808,7	41,1	718,9	30,9	788,5	24,6	682,0
Desviación	9,9	29,9	8,7	31,0	6,5	35,5	4,7	28,5
C. V.	19,4%	3,7%	21,2%	4,3%	21,0%	4,5%	19,1%	4,2%

FUENTE: elaboración propia a partir de las tablas de mortalidad provinciales.

En los años sesenta la media provincial del cociente de mortalidad del primer año de vida se redujo un 40 por ciento en ambos sexos, mientras que la evolución del riesgo de morir entre los 65 y los 84 años fue más favorable en las mujeres, con una caída del 5,0 por ciento, que

en los hombres, con una reducción del 2,5 por ciento. A principios de los setenta, la posición relativa de las provincias presentaba en algunas zonas una elevada coincidencia con la observada una década antes, especialmente la persistencia de un área de menor mortalidad infantil y de mayor mortalidad anciana en el Levante. No obstante, el rasgo más relevante fue el inicio del desplazamiento del área de mayor mortalidad, sobre todo en las edades avanzadas, desde las provincias del interior norte peninsular a las del sur, destacando el deterioro de la posición relativa de las provincias de la Andalucía Oriental.

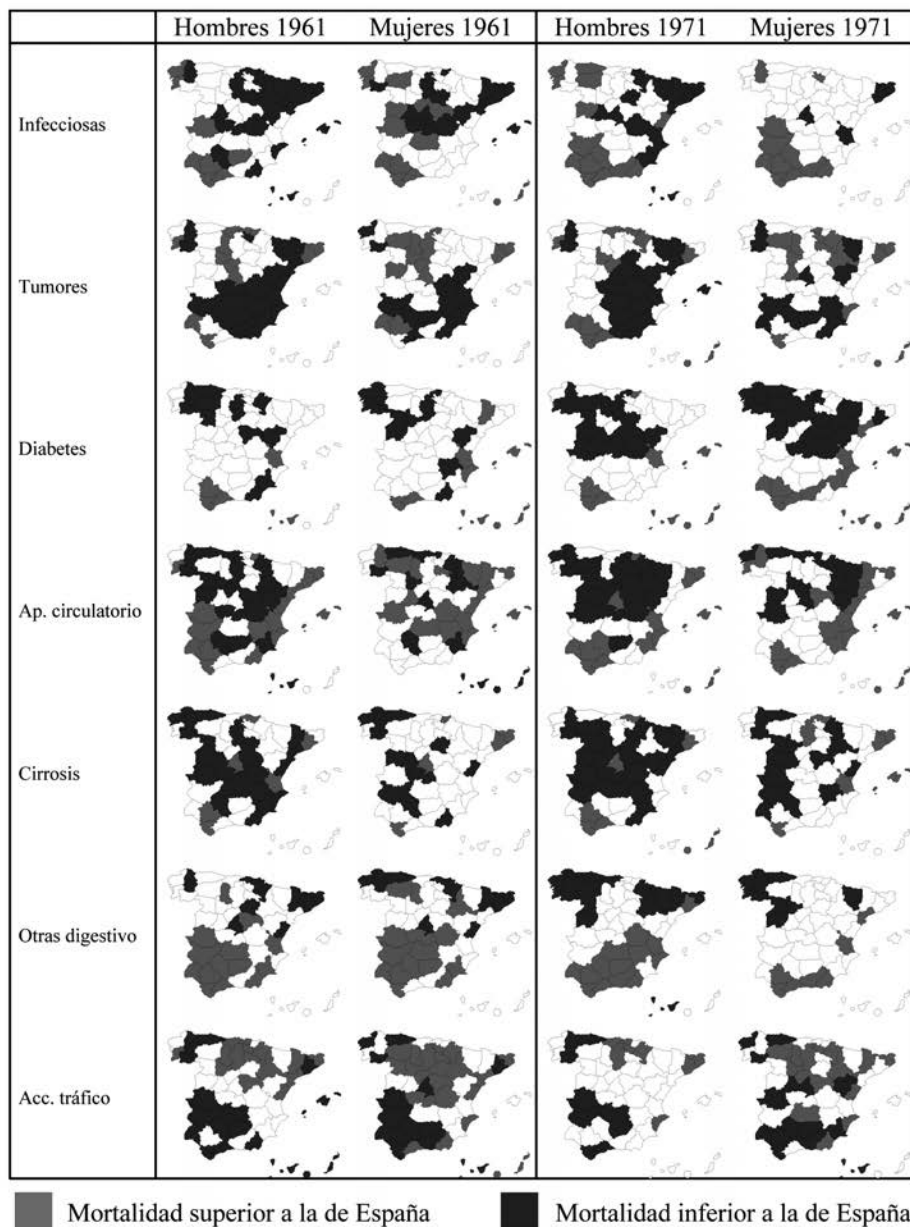
En relación con los patrones espaciales de la morbimortalidad, la mapificación de las provincias con niveles de mortalidad por causa significativamente diferentes en uno u otro sentido de los nacionales permite visualizar la existencia de diferentes espacios de mortalidad (Figura 3). A continuación se describen algunas de esas pautas espaciales:

- *Enfermedades infecciosas.* Su distribución muestra, en un contexto de reducción de su incidencia, la progresiva configuración del sur peninsular como un área de sobremortalidad en ambos sexos, que abarca la mayor parte de Andalucía, las provincias extremeñas y las canarias. Por el contrario, el propio descenso de las tasas de mortalidad provoca que el número de provincias que gozan de una situación mejor que el conjunto nacional sea menor, aunque todavía relevante a principios de los años setenta en los hombres.

- *Tumores.* El agregado de los tumores engloba una pluralidad de cánceres que responden a etiologías y factores específicos, y que se caracterizan por contrastadas pautas espaciales. Realizada esa salvedad, y a pesar de los posibles sesgos territoriales en la calidad de su diagnóstico y certificación, en los hombres se observa una alta consistencia entre ambos periodos, ya que las provincias con niveles inferiores a los nacionales tienden a concentrarse en el cuadrante sudoriental de la península, y las que presentan niveles superiores en Andalucía Occidental, en las más industrializadas del País Vasco, en Barcelona en ambos años, y en Girona y Madrid en 1961. En las mujeres las pautas territoriales son menos definidas, en gran medida por la menor incidencia de esa causa de muerte.

- *Diabetes.* En ambos sexos las provincias con niveles inferiores a los nacionales se ubican en el interior norte peninsular, básicamente en su vertiente más oriental, mientras que los superiores se concentran en el archipiélago canario y en la Andalucía Occidental, extendiéndose por el Levante en las mujeres.

**FIGURA 3**  
 Índice estandarizado de mortalidad por causa y sexo. 1961 y 1971



FUENTE: elaboración propia a partir del MNP y de las poblaciones reconstituidas.

- *Enfermedades del aparato circulatorio.* En el año 1961 el patrón territorial es muy difuso, sobre todo en las mujeres, lo que puede ser debido a diferencias en la asignación de algunas defunciones del aparato circulatorio al grupo de causas mal definidas. En el año 1971 ya se constata la progresiva configuración de una dicotomía que en los hombres contrapone una amplia zona del interior peninsular, a excepción de Madrid, con niveles inferiores a los españoles, con el sur y el levante español, además de las provincias de Guipúzcoa y de Madrid, con valores superiores. En las mujeres el número de provincias con índices significativos es menor, pero también se aprecia la oposición entre interior y zona mediterránea.

- *Cirrosis.* En ambos periodos, salvo excepciones puntuales, las provincias con niveles superiores a los nacionales son las más urbanizadas y/o industrializadas, lo que acarrea que el número de provincias con niveles inferiores a los nacionales sea muy elevado, sobre todo en los hombres.

- *Resto de causas del aparato digestivo.* Este grupo de causas se caracteriza por la existencia de dos entornos muy diferenciados. Una zona con niveles superiores a los de España que engloba la mayoría de las provincias del sur peninsular, de mayor extensión en los hombres, y un entorno con niveles inferiores en las provincias del norte y del cuadrante noroccidental peninsular.

- *Accidentes de tráfico.* A pesar de que el parque automovilístico a principios de los años sesenta era modesto, no así una década más tarde cuando se había producido el acceso de amplias capas de la población al vehículo privado, la distribución espacial de los índices muestra ya algunos de los rasgos de periodos posteriores, al ir localizándose los niveles inferiores a los de España en el sur peninsular. Por el contrario, las provincias con índices superiores tienden a ubicarse por un lado en la meseta norte, lo que remite a factores como la orografía, la climatología, el poblamiento disperso y las características de la red viaria que enlaza el centro de la meseta con el norte, y por otro lado en algunas provincias mediterráneas, configurando la aparición en las siguientes décadas de un eje de mayor mortalidad entre la frontera francesa y Almería.

En síntesis, las transformaciones en los patrones de morbimortalidad en la década de los sesenta configuraron unas pautas geográficas que se caracterizan por una mayor continuidad espacial en la distribución de riesgos y por una progresiva dicotomía del territorio. El sur peninsular fue emergiendo como un entorno de concentración de riesgos, al tiempo que para la mayoría de las causas de muerte mejoraba

la posición de gran parte de las provincias del interior norte peninsular, a excepción de aquellas causas imputables a determinados factores como los accidentes de tráfico.

## 2.2. El contexto socioeconómico: las variables explicativas

Los estudios de geografía de la mortalidad sintetizan los diversos contextos territoriales a partir de una serie de entornos definidos por un conjunto de variables que se consideran explicativas de las diferencias espaciales en la distribución de los riesgos y de las causas de muerte. Una de las limitaciones de los enfoques de tipo ecológico es que las variables explicativas dependen de la información disponible que, a menudo, no se adecua a las necesidades de una investigación etiológica. La calidad de los datos y su nivel de desagregación provoca que abunden las variables demográficas, económicas y sociales sobre las ambientales, las del comportamiento y las de hábitos. Obviamente, conforme nos adentramos en el pasado esas limitaciones se acentúan, ya que la mayoría de las veces se ciñen a datos censales. En este estudio las variables contextuales se han obtenido básicamente de las operaciones censales de 1960 y de 1970, y se han elegido en función de tres criterios: a) que reflejasen el contexto social y económico de la época; b) que presentasen una variabilidad interprovincial significativa; y, c) que la literatura mencionase su influencia sobre los niveles de mortalidad por edad y/o causa.

A continuación se describen los factores que se han considerado, las variables que los definen, y los procedimientos estadísticos utilizados para su construcción:

- *Vivienda.* En esa época las enfermedades transmisibles se encontraban en recesión, pero se ha considerado oportuno analizar el papel que aún podían desempeñar factores de riesgo relacionados con las condiciones higiénicas. La aproximación a esos factores se ha realizado de forma indirecta a partir de algunas características de la vivienda: por un lado, la disponibilidad o no de agua corriente y de retrete en el hogar; por otro lado, el número de estancias de la vivienda, como indicador de hacinamiento.

Una de las consecuencias del modelo de desarrollo fue el trasvase de importantes contingentes de población de las áreas rurales a las industriales que desembocó en la aparición de barriadas periféricas y de ciudades satélite deficientemente dotadas de servicios y equipamientos. A pesar de esos déficits, en parte paliados por la aceleración en la

construcción de viviendas<sup>11</sup> y por la paulatina implantación de una estructura básica de servicios, la emigración era la única salida a las míseras condiciones de vida de los pueblos de origen (Viciano, 1998).

Según los datos del Censo de 1970, referidos ya a viviendas principales, la media provincial de domicilios carentes de agua corriente y de retrete era aún del 28 por ciento en ambas dotaciones, con un coeficiente de variación provincial del 62 y del 70 por ciento, respectivamente. Por su parte, en un contexto de mayor natalidad y de hogares más extensos, el porcentaje medio de viviendas con menos de cuatro habitaciones era del 36 por ciento, con una variabilidad interprovincial del 42 por ciento. A partir de la media de las puntuaciones tipificadas de las tres variables se ha construido para cada periodo un indicador sintético de condiciones higiénicas. En el cuadrante nororiental de la península, extendiéndose hacia el País Vasco y Cantabria, y en Madrid las condiciones de habitabilidad eran las menos desfavorables dentro el contexto español de los años sesenta, mientras que las mayores deficiencias en equipamientos básicos de la vivienda se daban en las provincias del interior gallego, del suroeste de Castilla y León, de Castilla-La Mancha y Extremadura, y en algunas andaluzas (Figura 4).

FIGURA 4

Distribución territorial de la variable higiene



NOTA: «alrededor de la media» se ha definido como la media provincial  $\pm 0,5$  unidades de desviación típica.

FUENTES: elaboración a partir de los de Censo de Población y de Viviendas de 1960 y 1970.

11 Entre 1950 y 1970 el parque de viviendas en España creció en 4,4 millones de unidades, de las cuales el 67 por ciento fueron construidas en la década de los sesenta.

- *Estructura productiva y mercado de trabajo.* Desde mediados de los años cincuenta, y con mayor intensidad en la década posterior, se asiste a una profunda transformación de la estructura sectorial de la economía y, por ende, de su mercado de trabajo. A principios de los años cincuenta el sector primario aún representaba el 28 por ciento del PIB español y el secundario el 29 por ciento, mientras que a mediados de la década de los setenta la estructura sectorial del PIB reflejaba el impacto de cuatro lustros de desarrollismo, con un 10 por ciento de aportación del primario y un 38 por ciento del secundario<sup>12</sup> (datos de Prados de la Escosura, 2003). En relación con el mercado de trabajo, según los datos del Censo de 1950, el 47 por ciento de la fuerza laboral se encontraba empleada en la agricultura y en la pesca (2 puntos porcentuales más que en 1930), y un 24 por ciento en las industrias manufactureras y en la construcción. En 1970, a raíz del proceso de mecanización y concentración de las estructuras agrarias, la población ocupada en el sector primario se había reducido al 23 por ciento, aumentando la del secundario al 36,5 por ciento de la fuerza laboral.

La dimensión que refleja el desarrollo económico y sus desequilibrios territoriales se ha construido a partir de una serie de variables relacionadas con la participación y la estructura laboral de la población. El uso en los modelos de variables que reflejan el nivel general de la actividad, como su tasa total, no son idóneos por diversos motivos. En los hombres, los diferenciales interprovinciales en las tasas de actividad son poco relevantes en las edades adultas, mientras que en las más avanzadas están relacionados con el peso de los distintos sectores de actividad, siendo generalmente más elevadas las tasas en las provincias menos industrializadas. En las mujeres, si bien la variabilidad provincial en las tasas agregadas es alta, unos niveles similares de participación laboral pueden responder a contextos económicos muy diferenciados, que se identifican mejor con otras variables como el peso de los distintos sectores de actividad en el trabajo femenino. Por estas razones, en los modelos de las mujeres se ha utilizado el porcentaje de fuerza laboral en el sector industrial y en el agrario, mientras que en los modelos de los hombres sólo se ha considerado el sector industrial,

---

12 En el aumento del sector terciario jugó un papel básico la apertura política del régimen al exterior y la apuesta por un país de turismo. Si a mediados de los años cincuenta la cifra anual de turistas se situaba en torno al millón, dos décadas más tarde había ascendido a 27,5 millones, al tiempo que los ingresos por turismo se multiplicaron por 12 entre 1954 y 1975.



al existir una fuerte correlación de signo negativo entre el peso relativo del trabajo masculino en el sector agrario y en el secundario. Además, se ha considerado también la tasa de paro, ya que, a pesar de sus limitaciones en esa época, se caracterizaba por una elevada heterogeneidad territorial. En ambos periodos, las tasas de paro más elevadas se daban en las provincias andaluzas, en las canarias y en las extremeñas, en la región de Murcia, en las sureñas de Castilla-La Mancha, y en las gallegas, a excepción de A Coruña.

- *Niveles de vida.* La renta familiar bruta disponible por habitante (RFBh), aunque no considera un aspecto básico como es la equidad, representa una aproximación agregada a los niveles de vida. La RFBh, a pesetas corrientes, se triplicó en España durante la década de los sesenta, al pasar de las poco más de 20 mil pesetas de 1960 a las 64 mil de 1970 (datos de Alcaide Inchausti, 2003). A escala provincial, y en ambos años, las menores rentas familiares se localizaban en las provincias de Andalucía Oriental, en las extremeñas y en las del interior de Galicia, mientras que en el extremo opuesto se situaban las provincias de Barcelona, Girona, Madrid y las del País Vasco. El desarrollo económico de los años sesenta se tradujo en una ligera convergencia en los niveles de renta familiar entre las provincias, en parte como consecuencia de los procesos de emigración de las áreas deprimidas a las zonas industriales y urbanas, con una reducción del coeficiente de variación del 25 al 21 por ciento entre 1960 y 1970.

- *Las migraciones.* Una variable que refleja las desigualdades socioeconómicas entre las regiones españolas son los saldos migratorios netos provinciales. Para ambos periodos se han considerado los saldos netos de 1961-65 (datos de Cabré et al., 1986), ya que reflejan tanto las condiciones de principios de los años sesenta de las áreas expulsoras de población, como el impacto de los trasvases de población en las regiones receptoras a principios de los setenta.

- *Educación.* El indicador utilizado ha sido la tasa estandarizada de analfabetismo de la población de 15 y más años. El promedio de las tasas provinciales era del 6 por ciento en los hombres y del 11 por ciento en las mujeres en 1960, mientras que una década más tarde se había reducido al 3,6 y al 7,6 por ciento, respectivamente. A pesar de los movimientos migratorios, la elevada inercia de esa variable provoca que no se observen diferencias relevantes en la ordenación de las provincias entre 1960 y 1970, dibujando un mapa que en sus grandes trazos muestra una gran continuidad con los de finales del siglo XIX. Su

distribución espacial permite distinguir tres grandes entornos (Vilanova y Moreno: 1992). Un espacio de alto analfabetismo que abarca una extensa y compacta zona del sur peninsular, incluyendo las provincias andaluzas y las extremeñas, las del sur de Castilla-La Mancha, Murcia y las canarias. Un área de mayor alfabetización en las castellano-leonesas, las del litoral Cantábrico, a excepción de las gallegas, y las de Madrid y Navarra. Una zona con niveles intermedios en el levante y en el cuadrante nororiental de la península. La elevada correlación existente entre las tasas de analfabetismo de ambos sexos y en ambos periodos ha motivado que se utilizase como referencia la correspondiente al conjunto de la población mayor de 15 años.

Un problema que plantea la incorporación de un número importante de variables en los modelos de regresión es el de la multicolinealidad, que se da cuando las variables que forman parte de la regresión como independientes están en realidad correlacionadas entre sí. La mayoría de las variables contextuales son de tipo socioeconómico y, por tanto, presentan en muchos casos elevadas correlaciones entre ellas. Por ejemplo, la existente entre el peso de la fuerza laboral en el sector industrial masculino y la renta familiar disponible ( $r^2 = 0,80$ ) en el año 1960, o con los saldos migratorios provinciales ( $r^2 = 0,82$ ) en el año 1970. Esos coeficientes muestran la fuerte interrelación existente entre las variables explicativas, ya que éstas reflejan las características históricas y los desequilibrios territoriales del proceso de industrialización en España, que se vieron reforzados por el modelo de desarrollismo de la época.

El análisis factorial de componentes principales permite retener un menor número de variables explicativas que, por construcción, son independientes entre ellas. Los resultados del análisis factorial de 1960 y de 1970 son similares, lo cual resulta lógico dada la elevada inercia de las variables utilizadas (Tabla 2). Los dos primeros factores explican alrededor de tres cuartas partes de la varianza total, aunque se constata un cambio en el peso de los factores. En 1960 los dos factores explican un porcentaje similar, mientras que en 1970 se incrementa el peso del factor 1 en detrimento del factor 2. Además, todas las variables originales se encuentran explicadas a partir de esos dos factores, ya que el valor de las comunalidades se sitúa por encima del 65 por ciento, a excepción del peso del sector primario en la actividad laboral femenina, con un 41 por ciento en 1960 y un 47 por ciento en 1970.

**TABLA 2**  
Saturaciones de las variables en los factores. 1960 y 1970

Variables	1960			Variables	1970		
	Factor 1	Factor 2	Comun.		Factor 1	Factor 2	Comun.
Renta disp.	0,589	-0,745	,903	Renta disp.	0,722	-0,628	,916
Paro	0,095	0,859	,747	Paro	-0,029	0,814	,664
Analfabetismo	-0,008	0,912	,832	Analfabetismo	-0,122	0,880	,789
Indust. hombre	0,728	-0,517	,797	Indust. hombre	0,822	-0,360	,805
Indust. mujer	0,862	0,095	,752	Indust. mujer	0,847	0,015	,718
Higiene	0,739	-0,584	,888	Higiene	0,768	-0,507	,848
Agricult. Mujer	-0,616	-0,168	,408	Agricult. Mujer	-0,669	-0,143	,469
Saldo migrator.	0,706	-0,474	,723	Saldo migrator.	0,745	-0,349	,676
Varianza	38,2%	37,5%		Varianza	44,0%	29,5%	

FUENTE: elaboración a partir de datos de los autores citados en el texto.

El primer factor se encuentra correlacionado positivamente con el peso del sector secundario en la fuerza de trabajo en ambos sexos, con la presencia de saldos migratorios positivos, con la renta familiar disponible y con las condiciones higiénicas de las viviendas, mientras que presenta una relación negativa con la participación laboral de las mujeres en el sector primario. El segundo factor está relacionado de forma positiva con altos niveles de analfabetismo y de paro, y con la presencia de saldos migratorios de signo negativo, y de forma inversa con la renta familiar disponible, la actividad masculina en la industria y las condiciones higiénicas de las viviendas. Se ha identificado y etiquetado el primer factor como «desarrollo» (fDES) y el segundo como «privación» (fPRI).

A partir de las puntuaciones tipificadas de las provincias en relación con ambos factores (fDES y fPRI) se han mapificado aquellas que se encontraban más alejadas de la media en uno u otro sentido (Figura 5):

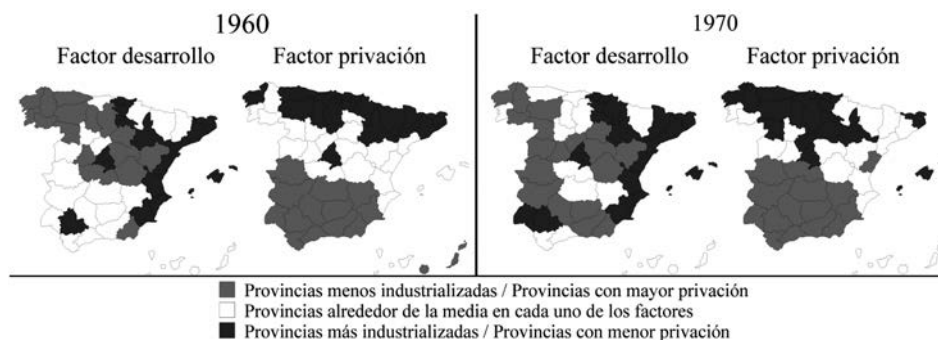
- *Factor «desarrollo».* A principios de la década de los sesenta se constatan dos espacios claramente diferenciados: por un lado, las provincias mediterráneas, las vascas, además de Madrid, Sevilla y Zaragoza, que presentan puntuaciones positivas en ese factor; por otro lado, un grupo compacto constituido por las provincias del cuadrante noroccidental de la península y del interior de la meseta, además de Almería, que son las que presentan las puntuaciones más negativas. Una década más tarde, y a pesar de los intentos de imple-

mentar una política dirigista de reordenación de la estructura productiva a partir de polos de desarrollo en las áreas más retrasadas, se intensificaron los desequilibrios territoriales al concentrarse las inversiones en las zonas industriales tradicionales. Esa menor equidad se constata en la reducción del número de provincias que se sitúan alrededor de la media en este factor, al pasar de 19 en el año 1960 a 14 en 1970. Entre los cambios destaca la extensión del área menos industrializada hacia el sur peninsular, al incluir en 1970 las provincias extremeñas y de Andalucía Oriental, mientras que se añaden al grupo con puntuaciones más positivas en este factor las provincias de Huelva, Lleida y Navarra.

- *Factor «privación»*. En ambos años las provincias con puntuaciones más positivas, es decir aquellas en las que la privación es mayor, forman un continuo que se extiende por el sur peninsular, abarcando la totalidad de Andalucía y Extremadura, las provincias del sur de Castilla-La Mancha y Murcia, además de Las Palmas en 1960 y Castellón en 1970. Por el contrario, en 1960 las provincias donde las variables ligadas al factor privación tienen menor incidencia se localizan, además de Madrid, en el norte de la península y alrededor de una línea que transcurre entre Barcelona y A Coruña, a excepción de La Rioja y Lugo. Una década más tarde, esas provincias se sitúan en el cuadrante noroccidental de la península, a excepción de Pontevedra y Ourense, además de Baleares y Girona, mientras que las de los Pirineos y Barcelona se ubican alrededor de los valores medios de ese factor.

FIGURA 5

Factores socioeconómicos. 1960 y 1970



NOTA: «alrededor de la media» se ha definido como la media provincial  $\pm 0,5$  unidades de desviación típica.

FUENTES: elaboración a partir de los datos de autores citados en el texto.

Además de los dos factores anteriores en los modelos explicativos se ha considerado la dimensión sanitaria. A falta de información territorial sobre dotaciones hospitalarias, medidas a partir del número de camas o de unidades de hospitalización, se ha recurrido al uso de la variable médicos colegiados por cada mil habitantes, ya que a pesar de sus limitaciones es una aproximación al sistema sanitario a escala provincial<sup>13</sup>.

Finalmente, para el modelo explicativo de la mortalidad infantil ( $q_0$ ) se ha testado la posible influencia de factores relacionados con los niveles de fecundidad, a partir de la tasa general de fecundidad (TGF). En el trienio 1960-62 la media provincial era de 84,5 nacidos por 1.000 mujeres en edad fértil, mientras que en el trienio 1970-72 su nivel se situó en 76 nacimientos. A principios de los años sesenta la mayor fecundidad se concentraba en el sur peninsular, configurándose dos zonas de menor fecundidad, una en el cuadrante nororiental de la península, la otra en Asturias y las provincias gallegas. Una década más tarde, si bien se mantiene el sur como la zona de mayor fecundidad, el área con niveles más bajos se desplaza hacia las provincias limítrofes con Madrid, extendiéndose por las castellano-leonesas hasta Asturias y el interior de Galicia.

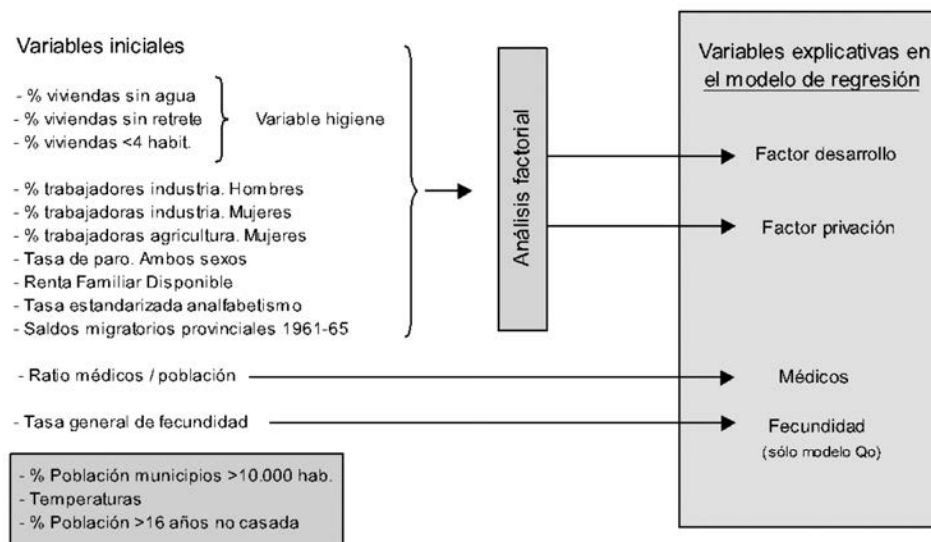
Otras variables de uso generalizado en los enfoques ecológicos, tales como la climatología, la urbanización o el estado civil, también han sido testadas, pero su uso introducía elementos de confusión en los modelos y no mejoraba sus resultados.

En el Figura 6 se han sintetizado las variables testadas y las retenidas, así como el flujo de procedimientos estadísticos que han desembocado en la construcción de los modelos explicativos mediante la técnica de la regresión múltiple.

---

13 Desde 1973 se dispone de información sobre dotación y uso hospitalario a partir de la *Estadística de Establecimientos Sanitarios con Régimen de Internado* (ESCRI), y para el periodo anterior a partir de operaciones puntuales como el *Censo de Establecimientos sanitarios y benéficos* de 1949 y el *Censo de Establecimientos sanitarios* de 1963 publicados por el INE en 1952 y 1966. Entre 1963 y 1972 el personal sanitario aumentó de 86 a 105 mil personas, y el colectivo médico de 37 a 49 mil colegiados. La construcción en los años sesenta de algunos grandes equipamientos sanitarios se tradujo en un aumento del colectivo que ejercía sus funciones en el ámbito hospitalario y en una mejora en la ratio de camas de hospital por 100.000 habitantes, de las 41,8 de 1963 a las 78,2 de 1972.

**FIGURA 6**  
Variables iniciales y variables construidas en los modelos de regresión



NOTA: en gris las variables testadas en todos o en algunos modelos, pero no retenidas en los modelos definitivos.  
FUENTE: elaboración propia.

### 2.3. Los modelos explicativos

La técnica estadística utilizada ha sido la regresión múltiple. El objetivo es construir modelos de regresión que permitan explicar qué variables contextuales intervienen de una manera más decisiva sobre cada una de las variables dependientes, es decir la mortalidad provincial por causa y por edad, considerando sólo aquellos modelos que contengan variables con aportación significativa.

Los resultados son significativos para la mayoría de los modelos testados, aunque están en algunos casos condicionados por la calidad de la información, tanto de las variables dependientes como de las independientes. En primer lugar se analizan los modelos en los que la variable dependiente son los riesgos de morir en las distintas etapas del ciclo vital, y en segundo lugar los modelos de mortalidad por causa (Tabla 3).

El coeficiente de determinación, es decir el porcentaje de variabilidad interprovincial explicada, es muy elevado en los cuatro modelos de mortalidad infantil, observándose también un incremento de su valor en las edades avanzadas en los modelos de principios de los años setenta, especialmente en los masculinos.

**TABLA 3**  
Modelos explicativos de los diferenciales provinciales de mortalidad

1960	Hombres					Mujeres						
	R <sup>2</sup>	p	fDES	fPRI	MED	TGF	R <sup>2</sup>	p	fDES	fPRI	MED	TGF
q <sub>0</sub>	0,504	***	---		++	+++	0,462	***	---			++
<sub>14</sub> q <sub>1</sub>	0,107	**	--				0,316	***	---	++		
<sub>25</sub> q <sub>15</sub>	0,205	***		---			0,177	***	---			
<sub>25</sub> q <sub>40</sub>	0,207	***	+++				0,143	***			+++	
<sub>20</sub> q <sub>65</sub>	0,153	***	+++				n/s					
Infeciosas	0,108	**			--		0,162	***		+++		
Tumores	0,205	***		---			0,391	***			+++	
Diabetes	0,390	***	+++		---		0,408	***	+++		---	
Circulatorias	0,225	***	+++				n/s					
Respiratorias	n/s						n/s					
Cirrosis	0,466	***	+++				0,387	***	+++		++	
Otras digestivas	0,448	***		+++			0,572	***	--	+++		
Acc. vehículos	0,308	***		---			0,451	***	++	---		
Suicidios	0,196	***		+++			0,209	***		+++		

1970	Hombres					Mujeres						
	R <sup>2</sup>	p	fDES	fPRI	MED	TGF	R <sup>2</sup>	p	fDES	fPRI	MED	TGF
q <sub>0</sub>	0,563	***	---				0,659	***	---			
<sub>14</sub> q <sub>1</sub>	0,212	***		---			0,078	**		--		
<sub>25</sub> q <sub>15</sub>	0,172	***		---			n/s					
<sub>25</sub> q <sub>40</sub>	0,262	***	+++		--		0,146	***	+++			
<sub>20</sub> q <sub>65</sub>	0,504	***	+++		---		0,259	***	+++		---	
Infeciosas	0,325	***			---		0,529	***	---	+++		
Tumores	0,091	**	++				0,286	***	++	---		
Diabetes	0,422	***	+++		---		0,532	***	+++	+++	--	
Circulatorias	0,451	***	+++		---		0,174	***			---	
Respiratorias	0,424	***	++		---		0,128	**			---	
Cirrosis	0,456	***	+++		---		0,263	***	+++			
Otras digestivas	0,457	***	++	+++			0,343	***	+++	+++		
Acc. vehículos	0,211	***		---			0,218	***		---		
Suicidios	0,187	***	---				0,140	**	--			

VARIABLES: fDES es el factor desarrollo; fPRI el factor privación; MED el número de médicos; y, TGF la Tasa General de Fecundidad.

NOTA: p nivel de significación de R<sup>2</sup>. Signos positivos indican la existencia de relación directa y signos negativos de relación inversa. Un símbolo indica que el nivel de significación es menor de 0,1; dos símbolos menor del 0,05; y tres símbolos menor del 0,01.

FUENTE: elaboración propia.

Los resultados revelan el diferente papel que desempeñan las variables explicativas sintetizadas en el factor desarrollo en las distintas etapas de la vida. Así, los riesgos de morir en la niñez ( $q_0$ ), en ambos sexos y periodos, y en la infancia ( ${}_1q_1$ ), en ambos sexos pero sólo en el año 1960, son más bajos en las provincias que, en el contexto español de aquella época, se caracterizaban por un mayor nivel de desarrollo, definido a partir de variables como una mayor renta familiar disponible, un papel más relevante de la industria en la fuerza de trabajo, y unas mejores condiciones higiénicas de las viviendas. Esa relación reflejaría la asociación que aún se daba entre el grado de desarrollo económico de las regiones y su cronología de la transición de la mortalidad en la infancia.

Por el contrario, en las provincias más desarrolladas los riesgos de morir en las edades maduras y avanzadas son más elevados, en los hombres en ambos periodos y en las mujeres sólo en 1970. Esa relación entre desarrollo y mortalidad, que podría parecer paradójica, remite a la mayor incidencia en las áreas más industriales de factores de riesgo que inciden sobre determinadas causas de muerte, como la diabetes o la cirrosis, catalogadas como enfermedades de «sociedad», y a ciertas disfunciones en el modelo de industrialización. Más allá, esa relación vislumbra algunas pautas actuales, ya que son las provincias menos industrializadas y más migratorias, como las del interior norte, en las que hoy en día tienden a concentrarse los menores riesgos de morir en esas edades.

El papel del factor privación es menos relevante y sólo se constata en la pubertad y en las primeras edades adultas. A excepción del modelo de 1960 de las mujeres para el riesgo de morir entre el primer y el decimoquinto aniversario ( ${}_1q_1$ ), en las edades en que se observan relaciones significativas, estas son de signo negativo, es decir a mayor privación menor mortalidad en esas edades. Esa relación podría deberse en parte a la menor incidencia de algunas causas de muerte, tal como se observa para los modelos de accidentes de tráfico, aunque el parque automovilístico en esa época era limitado y de ámbito familiar. La explicación cabría buscarla por otro camino, por la vía de efectos del modelo industrializador del franquismo, ya que son aquellas provincias con un menor peso de la fuerza de trabajo en el sector industrial las que tienen menores riesgos de morir en las edades adultas-jóvenes. Esa hipótesis estaría corroborada por el hecho de que esa relación se da para los hombres adultos-jóvenes en ambos periodos, mientras que no se constata en las mujeres.



La ratio médicos por habitante (MED) ofrece en el año 1960 resultados incoherentes, ya que cuanto más favorable es dicha relación mayor es el riesgo de morir el primer año de vida en los hombres ( $q_0$ ) y en las edades maduras en las mujeres ( ${}_{25}q_{40}$ ). En este sentido, se plantean dudas sobre la calidad de esa variable y sobre su representatividad como indicador del sistema sanitario. Por ejemplo, las ratios médico/habitante son favorables en las provincias castellano-leonesas reflejando la práctica médica rural y no tanto las desigualdades territoriales en la dotación hospitalaria del menguado sistema sanitario de la época. Los resultados para el año 1970, en cambio, van por el camino de lo esperado, ya que las provincias con una relación médicos/habitante más alta son, a igualdad en el resto de factores, las que tienen riesgos de morir más bajos en las edades adultas-maduras en los hombres y en las edades avanzadas en ambos sexos.

Finalmente, destacar que a principios de los años sesenta aún se daba una relación significativa entre los niveles de fecundidad y el riesgo de morir el primer año de vida.

En estos modelos el coeficiente de determinación es elevado en algunas de las causas de muerte analizadas, como en la cirrosis masculina en 1960 ( $R^2 = 0,466$ ) o en la diabetes femenina en 1970 ( $R^2 = 0,532$ ). Una visión general muestra un mayor número de valores significativos en las variables explicativas de los modelos del año 1970 en comparación con los de 1960, que en parte se debe a una más adecuada clasificación de las causas de muerte en la 8ªCIE, y a una mejora en su diagnóstico y certificación. A grandes rasgos se constata un aumento del papel de las variables relacionadas con el grado de desarrollo (fDES), una reducción en los hombres de las relacionadas con la privación (fPRI), y la aparición de forma coherente del papel de los médicos.

El factor relacionado con el grado de desarrollo económico de las provincias, cuando es significativo, presenta en los hombres siempre un signo positivo, a excepción de los suicidios en 1970; a saber, un mayor nivel de desarrollo implica una mayor mortalidad. Esa relación se da, en ambos años, en la diabetes, en las causas del aparato circulatorio y en la cirrosis, observándose también en los tumores, las respiratorias y las otras del aparato digestivo en el año 1970; es decir para aquellas causas que engloban la mayor parte de las defunciones. En las mujeres la asociación de signo positivo entre desarrollo y mortalidad se observa en un menor número de causas, aunque se da en algunas muy relevantes cualitativamente como la diabetes y la cirrosis. A

diferencia de sus coetáneos masculinos, en las mujeres el grado de desarrollo económico, a igualdad en el resto de factores, no es significativo para explicar los diferenciales de mortalidad por causas de los aparatos circulatorio y respiratorio. En las mujeres, como en los hombres, un menor grado de desarrollo implica una mayor mortalidad por suicidios, pero a diferencia de sus coetáneos masculinos esa relación también se da en las infecciosas.

A principios de los años sesenta se observa una relación de signo positivo entre la privación y la mortalidad por otras causas del aparato digestivo y los suicidios, mientras que la relación es inversa (a mayor privación menor mortalidad), en los accidentes de vehículos. En las mujeres una mayor privación, básicamente por las variables relacionadas con los niveles educativos y la habitabilidad de las viviendas, implica una mortalidad más elevada por causas infecciosas. Una década más tarde el papel de las variables relacionadas con la privación se ha reducido sustancialmente en los hombres, al ser ese factor significativo sólo en las otras causas del aparato digestivo y en los accidentes de tráfico. Por el contrario, en las mujeres se mantiene su protagonismo, exceptuando ahora a los suicidios e incluyendo los tumores y la diabetes.

En el año 1960 la variable médicos/habitantes sólo es significativa en un pequeño número de causas, observándose algunas incoherencias en el signo de la relación. En ambos sexos una favorable ratio de personal sanitario explica parte de la menor mortalidad por causas infecciosas en los hombres y por diabetes en ambos sexos, aunque la relación es contraria a la esperada en los tumores y en la cirrosis en las mujeres. Esa contradicción podría ser fruto de la mejor certificación de esas causas de muerte en aquellas provincias con una mayor densidad de médicos por habitante. A principios de los años setenta no aumenta en los hombres el número de causas en las que desempeña un papel explicativo la variable médicos y, además, la relación es la que cabría esperar en ambos sexos. En este periodo aparece el efecto positivo de la variable médicos sobre la mortalidad por causas de los aparatos circulatorios y respiratorios, que tienen un peso muy relevante en el patrón de morbimortalidad.

### **3. CONCLUSIONES**

En la España del desarrollismo franquista las desigualdades interprovinciales en las expectativas de vida al nacer se caracterizaban por

unas pautas espaciales relativamente difusas debido a la existencia de unos patrones de mortalidad por edad muy contrastados. Esos modelos territoriales por edad, que en algunos casos presentaban una continuidad con los observados a principios del siglo XX, se constatan más claramente en las mujeres: desde regiones, como Illes Balears, con una favorable posición relativa en todas las etapas del ciclo vital; a otras, como la mayoría de las provincias castellano-leonesas, con una situación negativa en todas ellas; pasando por contextos intermedios, como el valenciano con riesgos inferiores a los nacionales en la niñez y adolescencia, o el gallego en la madurez y la ancianidad. En esa época, en las desigualdades territoriales de vida media al nacer todavía desempeñaban un papel determinante los primeros años de vida, lo que remite a diferencias de fase entre las provincias en el proceso histórico de reducción de la mortalidad en la infancia, aunque empiezan a adquirir protagonismo los diferenciales en los riesgos de morir en las edades maduras y avanzadas.

El análisis de la mortalidad por causa, a pesar de las limitaciones que imponen las fuentes, revela una mayor continuidad espacial de sus patrones. En algunas causas, como la diabetes, las del aparato circulatorio y las del digestivo, se presagia la actual geografía de la mortalidad que, grosso modo, contrapone el norte con el sur peninsular.

Las desigualdades de mortalidad a principios de los años sesenta reflejarían diferencias de ritmo y de fase en la transición epidemiológica, cuya explicación remite a asimetrías en el propio proceso de desarrollo socioeconómico de las regiones españolas. Por un lado, aquellas provincias en las que los determinantes básicos o de tipo más tradicional eran aún relevantes, lo que se reflejaba en una mayor incidencia de las causas infectocontagiosas y en unos riesgos de morir en la infancia más elevados, cuando los niveles de privación eran altos. Por otro lado, aquellas provincias que se encontraban en un estadio más avanzado de la transición con un patrón epidemiológico más moderno, en el que también incidían disfunciones ligadas al modelo de desarrollo de la época, de tal manera que en las zonas más industrializadas la mortalidad por tumores, por causas del aparato circulatorio y por cirrosis, entre otras causas, era mayor.

La comparación de los modelos explicativos de 1961 y de 1971 muestra que durante los años sesenta las variables contextuales relacionadas con el nivel de desarrollo de las provincias y con el sistema sanitario fueron adquiriendo una mayor relevancia en detrimento de aquellos factores de tipo más tradicional relacionados con la privación.

**BIBLIOGRAFÍA**

- ALCAIDE INCHAUSTI, J. (2003): *Evolución económica de las regiones y provincias españolas en el siglo XX*, Bilbao, Fundación BBVA.
- BERNABEU MESTRE, J. y PINERO, L. (1987): «Condicionantes de la mortalidad entre 1800 y 1930: higiene, salud y medio ambiente», *Boletín de la ADEH*, 5, 2, pp. 70-79.
- BERNABEU MESTRE, J. (1998): «Transición sanitaria y evolución de la medicina (diagnóstico, profilaxis y terapéutica) 1885-1942», *Boletín de la ADEH*, 16, 2, pp. 15-38.
- BLANES, A. (2006): «Las desigualdades territoriales de mortalidad», en FERNÁNDEZ CORDÓN, J.A. y LEAL MALDONADO, J. (coord), *Análisis territorial de la demografía española 2006*, Madrid, Exlibris Ediciones y Fundación Abril Martorell.
- BLANES, A. (2007): *La mortalidad en la España del Siglo XX. Análisis demográfico y territorial*, Tesis no publicada, Universidad Autónoma de Barcelona, Bellaterra, España.
- CABRE, A., DEVOLVER, D. y PUJADAS, I. (1986): «Migratory movements in Spain. Recent evolution», *Papers de Demografia*, 12.
- CARRERAS, A. y TAFUNELL, X. (coord.) (2005): *Estadísticas Históricas de España, siglos XIX-XX*, Bilbao, Fundación BBVA.
- CHIANG, C. L. (1984), *The life table and its applications*, Robert Krieger Publishing Company, Malabar.
- COHEN, A. (1989): «Las disparidades geográficas de la mortalidad en España (1970-1980)», en GRUPO de POBLACIÓN de la AGE (ed.) *Análisis del desarrollo de la población española en el periodo 1970-1986*, Madrid, Editorial Síntesis, pp. 261-281.
- COHEN, A. (1991): «La dynamique géographique de la mortalité en Espagne», *Espace, Population et Sociétés*, 1, pp. 135-141.
- DOPICO, F. (1985): *Desarrollo económico y social y mortalidad infantil. Diferencias regionales (1900-1950)*, Actas del IX Reunión de Estudios Regionales. Crisis, Autonomía y desarrollo regional, Santiago de Compostela.
- DOPICO, F. y REHER, D. (1998): «El declive de la mortalidad en España, 1860-1930», *Monografías de la ADEH*, Zaragoza, Prensas Universitarias de Zaragoza.
- GÓMEZ REDONDO, R. (1992): *La mortalidad infantil española en el siglo XX*, Madrid, C.I.S.-Siglo XXI.
- MUÑOZ PRADAS, F. (2005): «Geografía de la mortalidad española del siglo XIX: una exploración de sus factores determinantes», *Boletín de la Asociación de Geógrafos Españoles*, 2º semestre, pp. 269-309.

- NICOLAU, R. (1989): *Trajectoires regionales dans la transition démographique espagnole*, Tesis doctoral, Institute d'Etudes Politiques, Paris.
- OLSHANSKY, S.J. y AULT, B. (1986): «The fourth stage of the epidemiologic transition: the age of delayed degenerative diseases», *The Milbank Quarterly*, 64, pp. 355-391.
- OMRAN, A.R. (1982): «Epidemiologic Transition Theory», *International Encyclopedia of Population*, Nueva York, Frec Press, pp. 172-183.
- PRADOS DE LA ESCOSURA, L. (2003): *El progreso económico de España: 1859-2000*, Bilbao, Fundación BBVA.
- RAMIRO, D. y SANZ, A. (1999): «Cambios estructurales en la mortalidad infantil y juvenil española 1860-1990», *Boletín de la ADEH*, XVII-I, pp. 49-87.
- ROBLES, E., GARCÍA BENAVIDES, F., y BERNABEU, J. (1996): «Transición sanitaria en España de 1900 a 1990», *Revista Española de la Salud Pública*, 70, 2, pp. 221-233.
- ROBLES, E. y POZZI, L. (1997): «La mortalidad infantil en los años de la transición: una reflexión desde las experiencias italiana y española», *Boletín de la ADEH*, XV, 1, pp. 125-163.
- VICIANA, F. J. (1998): *La transición demográfica y sanitaria en Andalucía durante el siglo XX*, Tesis no publicada, Universidad de Sevilla, Sevilla, España.
- VILANOVA, M. y MORENO, X. (1992): *Atlas de la evolución del analfabetismo en España, 1887-1981*, Madrid, Ministerio de Educación y Ciencia.