

GEOGRAFÍA DE LA MORTALIDAD ESPAÑOLA DEL SIGLO XIX: UNA EXPLORACIÓN DE SUS FACTORES DETERMINANTES¹

Francisco Muñoz Pradas
Universitat Autònoma de Barcelona

ABSTRACT

Spanish mortality in the 19th century was a kind of traditional mortality pattern. This paper aims to understand that mortality system from a spatial perspective. The first stage will focus on analysing reconstructed life tables for historical Spanish regions and provinces in around 1860. The second one will be based on exploring mortality determinants, taking an explanatory framework where exposure and protection factors to mortality risks have been joined within a spatial perspective. The main results are: a) Adult and child mortality do not share a similar set of determining factors, with the exception of price fluctuations. b) Explanatory variables of child mortality, beyond the fertility effect, are related to food resources—cow milk—and population working in agriculture. c) Differences in spatial patterns of child mortality seem to be related to unequal regional distributions of certain exposure and protection factors. These effects do not hold in the case of adult mortality.

Key words: Historical mortality, Spain 19th century, Spatial patterns, Mortality determinants.

Fecha de recepción: Enero de 2005.

Fecha de admisión: Julio de 2005.

¹ Este trabajo forma parte de los proyectos de investigación financiados por el Ministerio de Educación y Ciencia (DGICYT), inicialmente BEC-2000-0968 y del vigente SEJ2004-0079/ECONOM, «Alimentación, mortalidad y niveles de vida (S XIX-XX)».

RESUMEN

El régimen de mortalidad existente en el siglo XIX en España era todavía el característico de una mortalidad pre-transicional. Este artículo explora qué factores podrían considerarse relevantes —«determinantes»— en la explicación de sus pautas territoriales. En primer lugar se presentan, a partir de una serie de tablas de mortalidad regionales y provinciales reconstruidas en torno al censo de 1860, los niveles y estructuras de mortalidad regionales existentes entonces. Después se propone un esquema teórico para la interpretación de aquel régimen de mortalidad en términos de factores de exposición y protección de los riesgos de morir situados en una perspectiva espacial. Los resultados muestran: a) Los determinantes de la mortalidad infantil y adulta, con la excepción de las fluctuaciones de precios, son distintos. b) Los niveles de mortalidad en la niñez están muy condicionados, además de por los de la fecundidad, por el efecto de factores ligados a la disponibilidad de alimentación complementaria y las formas de organización de la actividad agraria. c) Las diferencias regionales en la mortalidad en la niñez parecen responder a la desigual distribución territorial de ciertos factores de exposición y protección frente a determinadas enfermedades y causas de muerte. Esta circunstancia no se aprecia en la mortalidad adulta.

Palabras clave: Mortalidad histórica, España siglo XIX, Pautas territoriales, Determinantes de la mortalidad.

I. INTRODUCCIÓN

Con una esperanza de vida al nacer en 1930 inferior a los 45 años, una mortalidad infantil superior a 150 por mil y un 40 por ciento del total de defunciones causadas por enfermedades infecciosas, la mortalidad española se encontraba a las puertas de un cambio que, treinta años más tarde, la conduciría a una etapa de consolidación de la transición epidemiológica moderna con una expectativa de vida en torno a los 70 años y un peso de aquellas causas en el total de defunciones inferior al 20 por ciento (Dopico y Reher, 1997 Cap. 2; Keyfitz, Preston et al., 1972). Desde esta perspectiva no puede llamar la atención que el régimen de mortalidad del siglo XIX sea calificado como el característico de una demografía tradicional (Pérez Moreda, 1985, 1999). De este modo no resulta muy arriesgado suponer que, tanto en lo que respecta a los niveles como a las estructuras, la geografía de la mortalidad del Ochocientos podría contemplarse como el reflejo de un régimen antiguo vigente, al menos, durante una buena parte de la Edad Moderna.

Las primeras estadísticas del movimiento natural de la población publicadas a mediados del siglo XIX, sobre las que ha existido una fundada prevención en cuanto a la calidad y representatividad de sus datos (Bernabeu Mestre, J. 1992), constituyen, sin embargo, una ventana inmejorable para asomarse al análisis territorial de la mortalidad pre-transicional. No será hasta principios del siglo XX que una información de tales características vuelva a estar disponible regularmente. El interés por el estudio de estos materiales tiene una doble justificación sobre la que conviene detenerse. Una remite al avance que puede reportar en la reconstrucción del pasado de la población española; la otra, tiene que ver con el progreso en la comprensión de la dinámica espacial de la mortalidad pre-transicional.

En lo que respecta al primer aspecto basta recordar que, en épocas preestadísticas, las únicas vías que permiten el conocimiento del comportamiento de la mortalidad son las series demográficas locales, reunidas en los archivos parroquiales, o las informaciones censales disponibles para el siglo XVIII como, por ejemplo, el Censo de Floridablanca. Ambas rutas han sido frecuentadas por los investigadores en demografía histórica española (Ardit, 1999; Dopico y Rowland, 1990). En el ámbito más específico del análisis territorial de la mortalidad española del siglo XIX, las investigaciones se han orientado preferentemente hacia la reconstrucción de niveles y tendencias de mortalidad a través de dos modalidades. Una, dirigida a la obtención de estimaciones agregadas —tasas brutas— o indicadores sintéticos —esperanzas de vida— para el conjunto de la población española o para una región determinada, empleando información censal y de estadísticas vitales, así se ha hecho para los censos de 1860 (Dopico 1987), 1887 ((Reher et al. 1993; Sánchez Aguilera, 1996) y 1900 (Dopico y Reher, 1998). La otra, mediante la construcción de series cronológicas de mortalidad —principalmente infantil y juvenil— a partir de muestras locales de ámbito provincial o regional (Arbaiza et al., 1996; Gurría García y Lázaro Ruiz, 1999; Ramiro Fariñas y Sanz Gimeno, 2000) y que brindan una perspectiva temporal en la evolución de la sobrevivencia en aquellos grupos de edad para algunas zonas de la geografía española, al tiempo que sugieren o exploran la influencia de algunos factores explicativos.

Como se ha indicado una tarea de estas características contiene también un trasfondo teórico. Una gran atención ha recibido el análisis del descenso de la mortalidad en Europa durante la fase central de su transición epidemiológica, estos es, en aquella en la que tal retroceso se consolida de forma irreversible (Schofield, R., Reher, D., Bideau, A., 1991). Puede haber facilitado la tarea la existencia de fuentes estadísticas regulares y sistemáticas que permiten documentarlo, a lo largo del la segunda parte del siglo XIX y la primera del siglo XX, para un número creciente de países. A pesar de la mayor dificultad en la obtención de datos, la mortalidad pre-transicional también ha ocupado el quehacer de numerosos investigadores. Una de las aproximaciones más habituales se orientó al estudio de las crisis de mortalidad y sus determinantes, particularmente el papel jugado por las fluctuaciones de precios y las epidemias (Charbonneau, H. y Larose, A. 1979). Desde ese punto de vista, la estabilización de las crisis de mortalidad se consideró un prerrequisito para explicar los avances y mejoras en los niveles generales de mortalidad (Flinn, 1974, 1981 cap. 4). En el esquema de la teoría de la transición epidemiológica la mortalidad pre-transicional corresponde a la etapa descrita como la «Edad de la Peste y el Hambre» (Omran, 1971) y las características que se subrayan son las propias de la mortalidad extraordinaria o de crisis. Sin embargo, a partir de los resultados de los trabajos en décadas más recientes (Perrenoud, 1991) se ha llegado a la conclusión que «*the elimination of mortality crises made only a small contribution to the secular decline in mortality rates*» (Fogel, 1997, 442).

Además, existe una razón adicional para subrayar el interés teórico de este análisis de la mortalidad española del siglo XIX como es el hecho que, en el esquema de la transición epidemiológica, la perspectiva espacial apenas se ha contemplado. De hecho, ésta acostumbra a adoptar una escala nacional-estatal o a focalizar la dimensión territorial del descenso de la mortalidad en el estudio de las diferencias rurales-urbanas.

El propósito de este artículo es, pues, doble. De manera principal ofrece un análisis sobre qué factores podrían considerarse relevantes — los «determinantes»— para explicar las pau-

tas geográficas de la mortalidad en la España del siglo XIX. De un modo más secundario también quiere contribuir a una mejor comprensión de las bases territoriales de la transición epidemiológica, en concreto, de su fase pre-transicional.

No se ha intentado hasta la fecha una exploración cuantitativa de los condicionantes de la mortalidad de la población española en el Ochocientos, muy probablemente como consecuencia de la desconfianza señalada sobre la fiabilidad de la información demográfica que, además, suele hacerse extensiva a otros aspectos de las fuentes estadísticas generales. En este trabajo, tomando como punto de partida un nuevo juego de tablas de mortalidad provinciales y regionales reconstruidas en torno al censo de 1860, se muestra que este empeño, a pesar de sus limitaciones, ofrece resultados plausibles y puede contribuir a dotar de un marco de referencia, territorialmente más amplio, a otros estudios que, por su diseño, se circunscriben a determinadas zonas.

II. PAUTAS TERRITORIALES DE LA MORTALIDAD EN LA ESPAÑA DEL SIGLO XIX

A partir de las primeras estadísticas del movimiento natural de la población publicadas a mediados del siglo XIX y del censo de población realizado en torno a 1860 es posible elaborar tablas de mortalidad provinciales y regionales, mediante el empleo de determinadas técnicas indirectas de evaluación y corrección de datos (Muñoz Pradas 2003)². El resultado de las mismas se reúne, para las regiones históricas españolas, en el cuadro 1. El examen de las esperanzas de vida al nacer ($e(0)$) —véase el mapa 1— sugiere una imagen en la distribución territorial de los niveles de mortalidad en la que destaca el contraste entre las regiones de la fachada noratlántica —Galicia, Asturias y País Vasco—, favorecidas por las expectativas de sobrevivencia más altas, entre los 35 y los 40 años y la concentración de los niveles de mortalidad más elevados en las del interior y sudoeste peninsular. Allí, las esperanzas de vida se sitúan entre los 24 y los 26 años y comprenden ambas Castillas, Andalucía y Extremadura. Es en Castilla la Nueva donde se localiza la menor esperanza de vida de 23,5 años que, respecto a Asturias, con la más elevada, casi 42 años, dejaría el recorrido de este indicador a mediados del siglo XIX, en torno a los 18 años. Magnitud ésta que puede considerarse dentro de los rangos de variación experimentados por otras poblaciones contemporáneas como la inglesa (de 15 años hacia 1861, Woods, 1982), la francesa (de 27 años en la población femenina en 1860, Bonneuil, 1997, Cap. 8) y la italiana (de 10 años para la población femenina en 1870, Del Panta, 1996).

En cuanto a la distribución geográfica de la mortalidad infantil, la columna correspondiente del cuadro 1 permite verificar, como era previsible, que sigue un orden jerárquico inverso al señalado para las esperanzas de vida al nacer. De este modo, se distingue el contraste entre los territorios de la fachada atlántica y cantábrica, donde el cociente se sitúa entre las 132 y las 175 defunciones por cada mil nacidos y los del centro y sur, en los que alcanza una magnitud del 300 por mil. De igual modo, este cuadro permite distinguir otro rasgo como es la sobremortalidad del primero al quinto aniversario — $(4)q(1)$ — respecto a los menores de un año — $(1)q(0)$ —,

2 F. Dopico (1987) ha elaborado tablas provinciales y regionales de mortalidad centradas en el período ínter censal 1860-77 y construidas sobre la base de interpolaciones en tablas modelo de mortalidad, en concreto, en las confeccionadas por A. Coale y P. Demeny.

Cuadro 1
ESPAÑA 1860: ESPERANZAS DE VIDA Y COCIENTES DE MORTALIDAD DE MENORES DE CINCO AÑOS EN LAS REGIONES HISTÓRICAS

Regiones	e(0)	Orden decreciente	(1)q(0) por mil	Orden decreciente	(4)q(1) por mil
Andalucía	25,36	12	287,09	4	283,64
Aragón	28,18	9	243,82	6	254,24
Asturias	41,71	1	131,58	14	94,70
Baleares	37,30	3	184,11	11	186,19
Canarias	33,30	5	287,72	3	137,99
Cataluña	31,26	6	230,46	10	247,29
C.la Nueva	23,51	14	304,69	1	281,01
C.la Vieja	26,27	11	251,51	5	264,48
Extremadura	24,30	13	295,93	2	311,74
Galicia	39,95	2	175,08	12	103,10
León	29,43	7	240,08	8	202,39
Murcia	28,93	8	239,02	9	246,08
Valencia	26,61	10	240,93	7	295,69
P.Vasco/Navarra	36,05	4	164,78	13	166,42
España	30,51		244,39		239,47

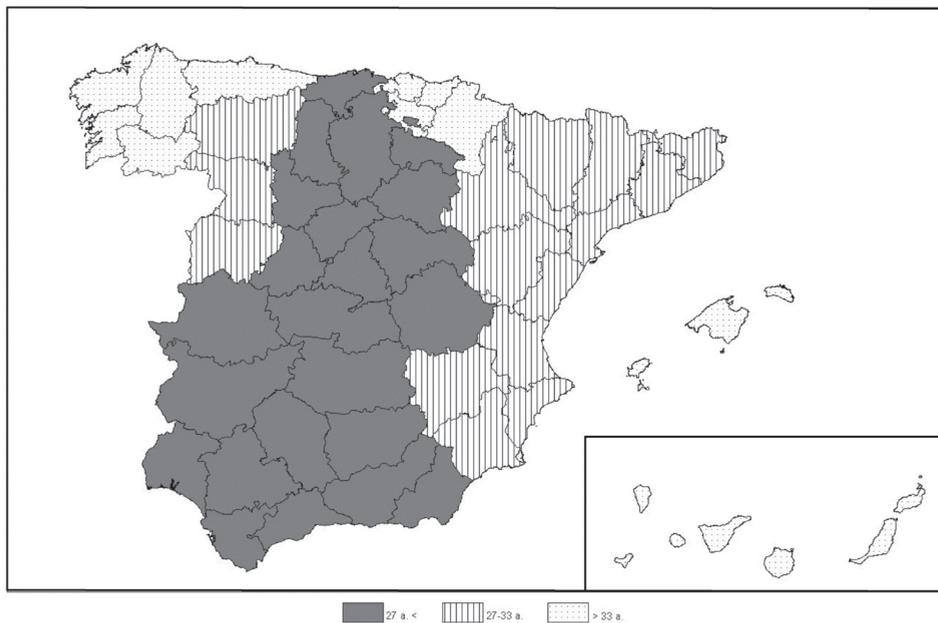
e(0)= Esperanza de vida al nacer, (1)q(0)= cociente de mortalidad infantil, (4)q(1)=cociente de mortalidad entre el primer y el quinto aniversario.

Fuente: Elaboración propia a partir de «Movimiento de la población de España 1861-70» y «Censo de Población de 1860».

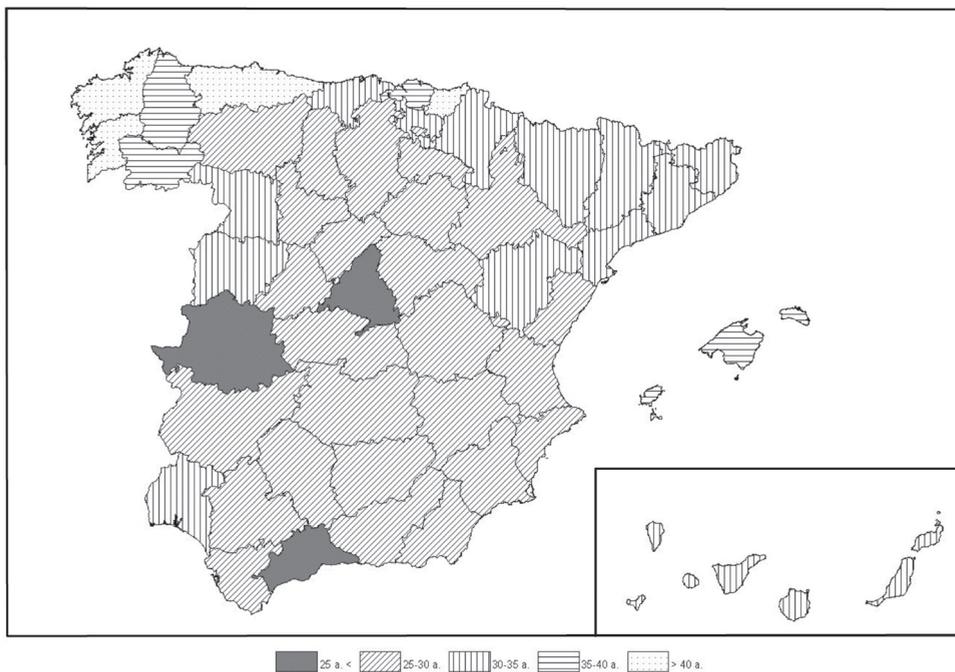
presente en 8 de las 13 regiones históricas, correspondiendo la mayor parte de aquellas a las ribereñas del Mediterráneo.

A pesar del limitado número de tablas de mortalidad completas, o de estimaciones de la mortalidad infantil y juvenil disponibles para poblaciones del siglo XIX a escala local o comarcal, los contrastes territoriales comentados se ajustarían a una buena parte de los resultados conocidos de algunas monografías. Así resultaría con las esperanzas de vida más elevadas de algunas localidades rurales y urbanas del País Vasco (1850-60) (González Ugarte, 1994), alrededor de los 45 y 34 años respectivamente o de las rías bajas de Galicia (1835-75) (Pérez García, 1985), estimada en 40 años, seguidas por las ubicadas en Cataluña (1857-64) (Muñoz Pradas, 1992), con 35 años en las comarcas del Penedès o Valencia (1818-62), entre los 34 y los 37 años según las estimaciones (Pérez García 1985, Ardit 1991), para terminar en las expectativas más moderadas de las Canarias (1837-47) (Macías Hernández, 1991), de 32,5 años, o las más reducidas obtenidas en localidades de Extremadura (1850-59) (Clemente Fuentes, 1988), en torno a los 27 años como promedio o en Castilla (1842-49) de 29 años en Cuenca (citado en Ardit, 1999). De igual modo sucedería con la mortalidad infantil según las magnitudes obtenidas en

Mapa 1. España 1860-62: Esperanzas de vida al nacer por regiones. Ambos sexos



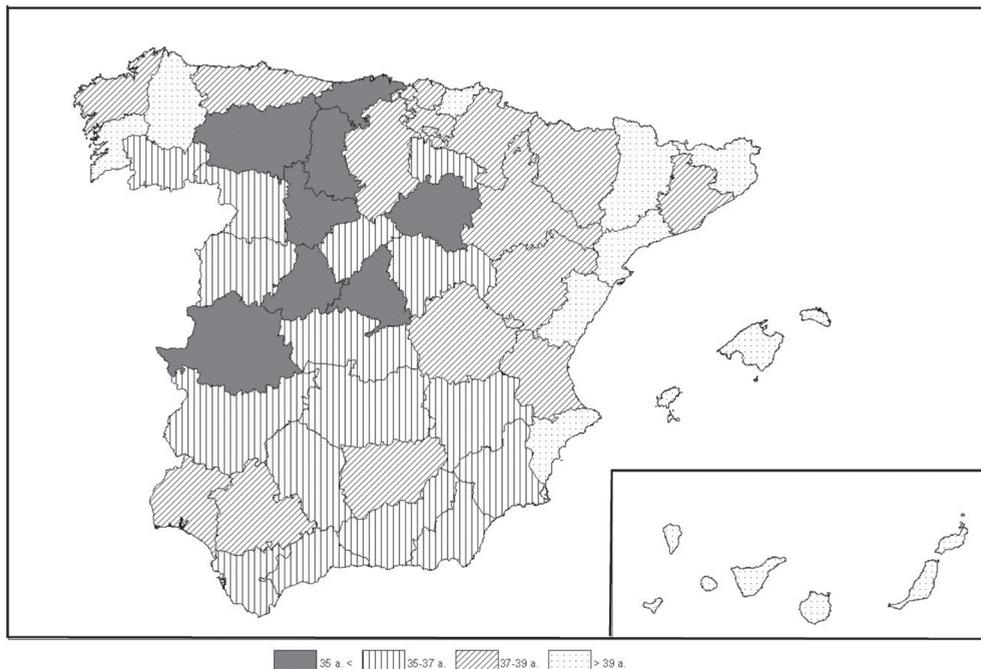
Mapa 2. España 1860-62: Esperanzas de vida al nacer por provincias. Ambos sexos.



distintos estudios locales que reproducen diferencias geográficas semejantes a las comentadas en el cuadro 1 (Reher, Perez Moreda y Bernabeu Mestre 1997).

A escala provincial —mapa 2— la distribución de las esperanzas de vida al nacer reitera el contraste entre los mayores niveles de sobrevivencia ($e(0)$ por encima de los 35 años), de la fachada noratlántica y los menores ($e(0)$ por debajo de los 25 años) del interior y sur peninsular. Se constata ahora, en cambio, una mayor heterogeneidad en el seno de esas zonas, tanto en Galicia, donde las esperanzas de vida de La Coruña y Pontevedra superan a las de las otras dos provincias, como en el País Vasco y Navarra o en Andalucía, con Huelva, Málaga o Almería, representando tres niveles bien diferenciados de mortalidad. Contrastan estas situaciones con la mayor homogeneidad de la zona mediterránea, Murcia, Valencia y Cataluña. También puede apreciarse un rasgo semejante en aquellos territorios limítrofes a los Pirineos, con esperanzas de vida entre los 30 y 34 años. Una de las probables fuentes de variación de las expectativas de vida en el seno de cada región podría estar relacionada con el peso de la población residente en núcleos urbanos. Regiones con esperanzas de vida provinciales más próximas entre sí tienen menor variación en su rango de niveles de urbanización³ que aquellas con más amplias diferencias en el mismo indicador. Por ejemplo, en Valencia este valor fluctúa entre el 38 y el 49 por ciento, mientras en Andalucía lo hace entre el 20 y el 80 por ciento.

Mapa 3. España 1860-62: Esperanza de vida a los 20 años por provincias. Ambos sexos



³ Porcentaje de población viviendo en ciudades de más de 5.000 habitantes, los valores que se citarán corresponden a los publicados por Luna Rodrigo (1988).

Si del mapa de la esperanza de vida al nacer, se pasa al correspondiente a una edad adulta como los 20 años (mapa 3), la imagen obtenida hasta aquí varía. Ahora pueden distinguirse dos grandes conjuntos territoriales. Uno formado por las provincias marítimas de la fachada noratlántica, y gran parte de territorios que, partiendo del P. Vasco se situarían a lo largo del valle del Ebro y alcanzarían el levante español, entre los mismos se incluirían Cuenca y las Baleares, donde las expectativas de vida a partir de aquella edad se encontrarían en torno o por encima de la media española, situada en los 38 años. Zona que contrastaría con la mortalidad adulta más intensa comprendida por gran parte de Castilla La Vieja y León a la que seguiría la de los territorios del centro y sur peninsular, con Castilla La Nueva, Extremadura y Andalucía.

Cuadro 2
ANÁLISIS FACTORIAL DE LOS COCIENTES DE LAS TABLAS PROVINCIALES DE MORTALIDAD EN ESPAÑA 1860-62

Factor	Valores propios	Porcentaje Varianza	Varianza Acumulada
1	11,648	72,8	72,8
2	2,987	18,7	91,5
3	0,698	4,4	95,8
4	0,271	1,7	97,5
Coefficientes factoriales			
Edad	Factor 1	Factor 2	
0-1	0,0180	0,8407	
1-4	-0,1334	0,9011	
5-9	0,2861	0,8889	
10-14	0,6681	0,5993	
15-19	0,6043	0,4323	
20-24	0,8299	0,5328	
25-29	0,8695	0,4773	
30-34	0,8991	0,4188	
35-39	0,9016	0,3631	
40-44	0,9468	0,2969	
45-49	0,9700	0,2271	
50-54	0,9864	0,1469	
55-59	0,9964	0,0571	
60-64	0,9959	-0,0546	
65-69	0,9776	-0,1789	
70-74	0,9405	-0,2970	

Fuente: Muñoz Pradas (2003).

Cuadro 3
PROMEDIOS DE LAS DIFERENCIAS ENTRE COCIENTES DE MORTALIDAD DE LAS PAUTAS
TERRITORIALES Y DE LA ESPAÑOLA
 (valores por mil)

Pautas territoriales	(5)q(0)	(10)q(15)	(15)q(25)	(25)q(40)
Norte	-82,46	-1,66	-2,11	19,58
Interior	42,79	12,13	17,67	40,27
Mediterránea	29,85	7,13	8,38	18,03
Insular	-40,78	-5,25	-6,48	-11,62

(5)q(0)=cociente de mortalidad entre 0 y 5 años, (10)q(15)=cociente de mortalidad entre 15 y 25 años, (15)q(25)=cociente de mortalidad entre 25 y 40 años, (25)q(40)=cociente de mortalidad entre 40 y 65 años.

Fuente: Idem Cuadro 1.

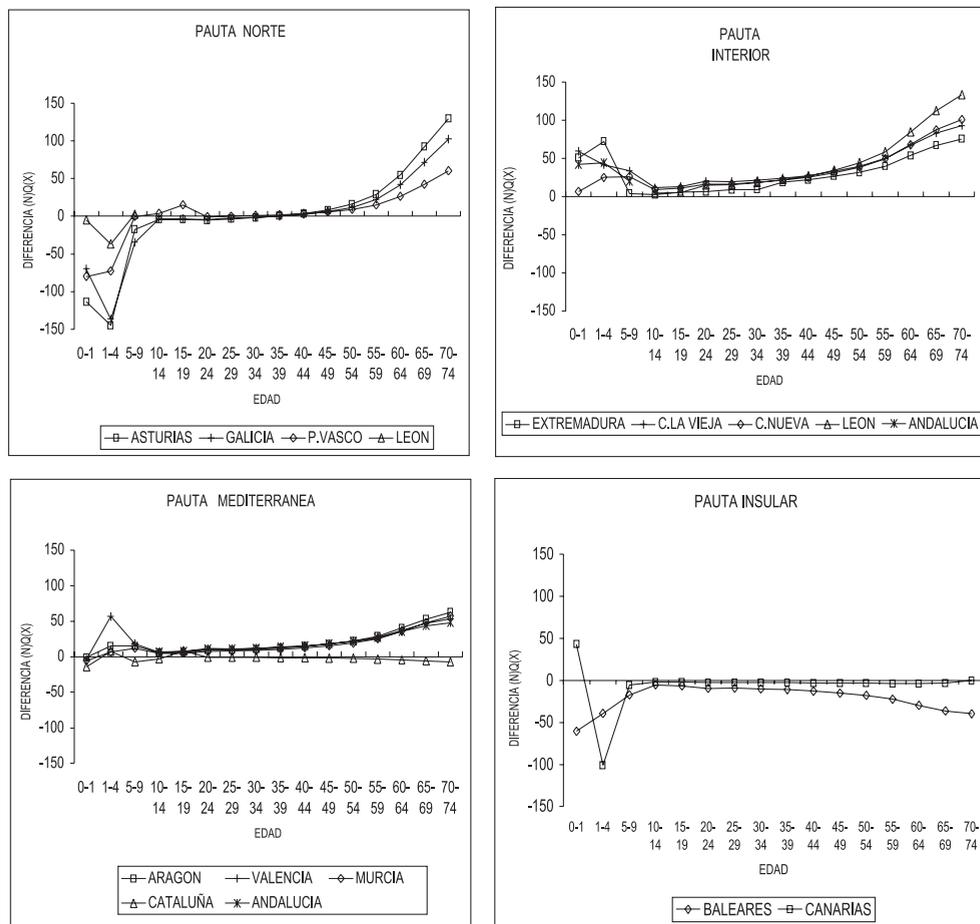
A partir del examen efectuado de las tablas de mortalidad a escala provincial se hace evidente el papel que las relaciones entre la mortalidad infantil y la adulta desempeñan en la estructuración territorial de la mortalidad en el Ochocientos español. Una manera de calibrar este efecto lo proporciona el análisis factorial a los cocientes de las tablas provinciales (cuadro 2). Los resultados básicos dejan ver, por una parte, como sólo dos factores pueden dar cuenta del 92 por ciento de la variación territorial de aquellos cocientes y, por la otra, que cada uno de ellos se identifica fácilmente con uno de los dos rasgos estructurales de la mortalidad mencionados. Esto es, el primero está fuertemente asociado a los riesgos de morir de los mayores de 10 años y de manera particular y creciente entre los 20 y los 69 años; mientras el segundo, se relaciona con la mortalidad en la infancia.

¿Reflejarían estas diferencias de nivel el efecto de unas estructuras de mortalidad comunes o dispares? Una manera de dar respuesta a este interrogante consiste en un análisis comparativo entre los cocientes de mortalidad regionales y los del conjunto de la población española⁴. Sobre la base de estos resultados puede distinguirse la presencia de las siguientes pautas territoriales de mortalidad en la España del siglo XIX reunidas en el gráfico 1 y computados sus valores medios en el cuadro 3. Pautas que, como podrá apreciarse, combinan tanto las estructuras completas, para todas las edades, de algunas regiones como únicamente las de algunos grupos de edad de territorios contiguos:

1. Pauta «Norte». Caracterizada por una mortalidad de los menores de 5 años notablemente inferior a la media española. Comprende aquí las regiones de Asturias, Galicia, País Vasco y Navarra y León. Con la excepción de esta última región, en todas se aprecia una mortalidad adulta en las edades centrales muy cercana al promedio pero que, a partir de los 40 años, incrementa su nivel hasta alcanzar unas diferencias medias entre cocientes de los 40 a los 64 años de 19,58 defunciones por mil habitantes.

⁴ Esto supone calcular: ${}_{(n)}q^j(x) = {}_{(n)}q^j(x) \bar{R}(j) - {}_{(n)}q_{(x)} Es$. Donde ${}_{(n)}q^j(x) \bar{R}(j)$ corresponde al promedio de los grupos de edad quinquenales de mortalidad de la región «j» y ${}_{(n)}q_{(x)} Es$, a los mismos grupos de edad de la población española.

Gráfico 1. Pautas territoriales de mortalidad en la España de 1860



Fuente: Elaboración propia a partir de las estadísticas del Movimiento Natural de la Población 1861-70 y Censo de Población 1860.

2. Pauta «Interior». Donde la mortalidad de los menores de 5 años es notablemente superior al promedio español y una sobremortalidad adulta creciente de forma regular a partir de los 20 años. Así, la media de esas diferencias entre los 40 y los 64 años del 40,27 por mil sería la mayor de todas las zonas. Extremadura y las dos Castillas comparten estos rasgos y también, la mortalidad adulta en León y de la niñez en Andalucía.

3. Pauta «Mediterránea». Presenta una mortalidad de los menores de 5 años superior al promedio español, con un perfil definido de sobremortalidad del grupo de edad 1-4 años. En lo que respecta a la mortalidad adulta, la distancia respecto la estructura del total de población se mantiene ligeramente por encima de la misma hasta los 40 años para, a continuación, ir en aumento. En cualquier caso, el promedio entre 40 y 64 años ofrece un valor de 18,03

por mil, muy cercano al estimado para la denominada «Pauta Norte». Aragón, Murcia, el País Valenciano y Cataluña reúnen estos rasgos, acompañados aquí por Andalucía en lo referente al comportamiento de la mortalidad adulta.

4. Pauta «Insular». Ambas provincias insulares presentan unas estructuras de mortalidad en las que, por una parte, se aprecian diferencias en el comportamiento de la mortalidad infantil. Así las islas Canarias reúnen unos niveles superiores a la media y próximos a los del sur peninsular. Por la otra, en cambio, el perfil de la mortalidad adulta se ajusta bastante al de la tabla de mortalidad española. En el caso de las Baleares no puede dejar de señalarse la proximidad de aquel perfil de diferencias en las edades adultas al observado para la población catalana.

En las etapas centrales de la transición epidemiológica el descenso de la mortalidad no sólo supone el cambio de los niveles de sobrevivencia sino, también, la variación en las pautas espaciales de su incidencia (Vallin y Mesle, 2003). Desde esta premisa, las disparidades territoriales pretransicionales deberían caracterizarse por una cierta estabilidad. Por tanto, cabría esperar que la reconstrucción de la geografía de la mortalidad a mediados del Ochocientos fuera concordante con la de otros momentos anteriores a la fase de cambio. En concreto, podría ser útil comprobar el grado de continuidad en la jerarquía territorial de la sobrevivencia durante buena parte del siglo XIX y hasta las tablas de 1910, para escoger la

Cuadro 4
TASAS BRUTAS DE MORTALIDAD EN REGIONES HISTÓRICAS ESPAÑOLAS S. XVIII-XIX

Regiones	1787	1860	Orden decreciente	1887	Orden decreciente
	TBM (p.mil)	TBM (p.mil)		TBM (p.mil)	
Andalucía		36	4	33	6
Aragón		35	6	33	5
Asturias		20	13	25	11
Baleares	30	25	11	23	12
Canarias	31	27	9	20	13
C. La Nueva	41	39	1	35	2
C. La Vieja/León		35	5	34	4
Cataluña	32	30	8	29	8
Extremadura	40	39	2	35	3
Galicia	30	22	12	25	10
Murcia		34	7	37	1
Valencia	31	38	3	30	7
P.Vasco/Navarra	24	26	10	28	9

Fuente: Estimaciones de 1787: Baleares, elaboración propia a partir datos locales reunidos en I. Moll et al (1983). Canarias, A. Macías (1991). Castilla la Nueva, M. Livi Bacci y D. Reher (1991), Cataluña: estimación propia a partir series de 45 localidades Extremadura, J. Blanco Carrasco (1999). Galicia, I. Dubert (1996), P. Vasco, provincia de Guipúzcoa, S. Piquero (1991, 175). Valencia, M. Ardit (1991). Estimaciones de 1860 Muñoz Pradas (2003) y de 1887, D. Reher et al. (1993).

Cuadro 5
ESPERANZAS DE VIDA AL NACER EN REGIONES HISTÓRICAS EN TORNO A DISTINTOS
AÑOS S. XIX-XX

Regiones	e(0)	Orden	e(0)	Orden	Variación	e(0)	Orden	e(0)	Orden
	1860		1910		1910-1860	1930		1960	
		decreciente		decreciente	(%)		decreciente		decreciente
Andalucía	25,36	12	39,21	12	54,61	48,30	11	69,01	10
Aragón	28,18	9	40,03	9	42,05	50,01	8	69,73	4
Asturias	41,71	1	45,03	4	7,96	53,20	4	69,72	5
Baleares	37,30	3	50,02	1	34,10	57,60	1	70,89	1
Canarias	33,30	5	43,54	7	30,75	52,90	5	70,17	2
Cataluña	31,28	6	43,94	5	40,47	54,44	2	70,13	3
C. La Nueva	23,51	14	39,69	10	68,82	47,80	12	69,10	9
C. La Vieja	26,27	11	38,91	13	48,12	47,78	13	68,10	11
Extremadura	24,3	13	39,61	11	63,00	46,41	14	67,91	12
Galicia	39,95	2	46,42	3	16,20	52,35	6	69,01	10
León	29,43	7	40,36	8	37,14	48,78	10	67,50	13
Murcia	28,93	8	36,90	14	27,55	48,80	9	69,46	6
Valencia	26,61	10	43,72	6	64,30	50,45	7	69,39	7
P.Vasco/Navarra	36,05	4	46,47	2	28,90	53,30	3	69,37	8

Fuente: Datos de 1860, elaboración propia; de 1910 y 1930 Dopico y Reher (1998) y de 1960 Blanes (1996).

fecha a partir de la que, justamente, aquellas diferencias regionales empezarán a difuminarse de manera irreversible (Dopico y Reher, 1998: cap. 3).

El cuadro 4 presenta, la distribución territorial de las tasas brutas de mortalidad (TBM) en torno a fechas distintas, finales del siglo XVIII, 1860 y 1887. A pesar del carácter local y de procedencia dispar de las tasas referidas al censo de Floridablanca, además de la naturaleza agregada del indicador, la observación del ranking regional a lo largo de un siglo XIX deja ver, con la excepción de la notable permutación de posiciones de Murcia y Valencia, una cierta continuidad en el contraste geográfico entre las zonas de alta y baja mortalidad. Un indicador sintético más refinado, como la esperanza de vida al nacer, permite ajustar mejor el análisis y abarcar un mayor intervalo temporal, de 1860 a 1910 (Cuadro 5). A la vista del mismo se hace evidente como, al tiempo que la expectativa de vida al nacer entre las dos fechas mejoró una media cercana al 40 por ciento, el avance espacial de este progreso se concentró más en las zonas del interior y el levante. Sin embargo, sobre la base del orden jerárquico, con la excepción de las regiones murciana y valenciana, el resto de territorios, en las dos fechas, se encuentra ubicado en el seno del mismo segmento de referencia. Así, en lo que respecta a las cuatro primeras zonas, de mortalidad relativamente más moderada, aunque en posiciones distintas, prácticamente se suceden las mismas entre 1860 y 1910, a saber: Asturias, Baleares, Galicia, P.Vasco-Navarra. La fachada noratlántica continúa siendo, en primera década del siglo XX, una zona de riesgos de morir relativamente moderados. En los lugares centrales del ranking se aprecia la continuidad de zonas como Canarias, Cataluña, León y Aragón. El grupo de regiones con mortalidad más intensa se mantiene a lo largo de

este período formado por ambas Castillas, Extremadura y Andalucía. Entre 1910 y 1930, en el mismo cuadro 5, se constata una primera erosión de aquel ordenamiento secular con el significativo avance de la posición de Cataluña y el retroceso de Galicia. Este proceso de cambio queda reflejado en las dos últimas columnas del cuadro, referidas al censo de 1960, y en las que puede apreciarse una generalizada modificación de la jerarquía regional de sobrevivencia existente cien años antes.

De esta revisión somera de las pautas territoriales de mortalidad a mediados del siglo XIX tres conclusiones pueden desprenderse. La primera, relativa a la evidencia de un amplio rango de variación espacial en los niveles de sobrevivencia de la población española de entonces, en concordancia con lo experimentado por otras poblaciones en su fase pre-transicional. La segunda, que estas disparidades territoriales, no parecen obedecer a la acción de una única pauta de mortalidad sino a la combinación de diversas estructuras. Esta combinación nacería de las distintas modalidades de interrelación entre mortalidad en la niñez y en la vida adulta. De tal circunstancia no se desprende, sin embargo, que el régimen de mortalidad vigente entonces sea una mera yuxtaposición de subregímenes distintos. De acuerdo a lo que se verá en el próximo apartado tales diferencias podrían entenderse como expresión de la acción territorial de diferentes factores determinantes. Finalmente se ha podido apreciar la existencia de una notable estabilidad secular en los rasgos básicos de la geografía de la mortalidad tradicional.

III. MARCO TEÓRICO, DATOS Y METODOLOGÍA

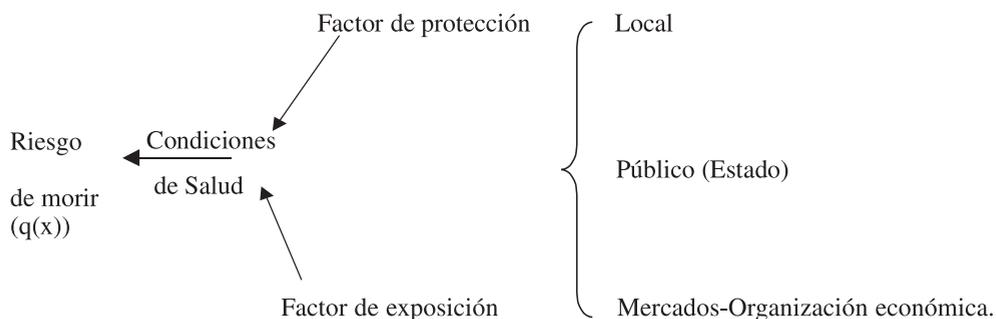
A riesgo de cometer cierta simplificación, podría caracterizarse un punto de vista tradicional en el análisis de la mortalidad pre-transicional como aquél que contempla las diferencias entre poblaciones, más como expresiones de disparidades en los niveles que en las estructuras. De hecho, tiende a ver las poblaciones de entonces sometidas a un juego de causas de muerte común, predominantemente de origen infeccioso y, por ello, a unas distribuciones de riesgos de morir muy semejantes (Perrenoud, 1984; Mercer, 1990, cap 2). Además, dado el grado de recurrencia de tales enfermedades, dichas estructuras resultarían muy estables cronológica y espacialmente. Pero tal interpretación resulta objetable tanto por razones empíricas como analíticas. En lo que concierne al primer aspecto, las pautas territoriales de mortalidad señaladas para la España del siglo XIX en el apartado anterior, serían un buen ejemplo de como niveles distintos expresan estructuras diferenciadas de mortalidad. Evidencias indirectas de comportamientos semejantes pueden señalarse para, aproximadamente en la misma época, Italia (Pozzi, 2000, cap. 3) e Inglaterra (Woods, 1982). Pero, desde un punto de vista más conceptual, la perspectiva de unas estructuras de mortalidad dispares no puede descartarse sin previo examen.

Si, en términos generales, se considera que las probabilidades de morir de los individuos de una población expresan el impacto sobre sus propias susceptibilidades a determinadas enfermedades de un conjunto de factores sociales, culturales, políticos, ambientales y de comportamiento (Kannisto, 1992), parecería lógico concluir que incluso un mismo régimen de causas de muerte, puede generar perfiles de mortalidad por edad distintos. Por lo demás, la variación espacial de las estructuras de mortalidad se sustenta sobre dos supuestos fácilmente aceptables. El primero, que desde un punto de vista biológico, el riesgo de contraer

determinadas enfermedades asociadas a causas de muerte de alta prevalencia se distribuiría de forma homogénea en el conjunto del territorio; esto es, no existen zonas con individuos más propensos a unos determinados riesgos de morir que a otros. El segundo, que los «mecanismos» —del tipo que sean— reguladores del acceso a los recursos que garantizan la sobrevivencia de los individuos se distribuyen de forma dispar en el territorio. El primer supuesto parece razonable al tratarse del análisis de la mortalidad de grandes poblaciones y el segundo, remite a la historia social española del siglo XIX. Esta última ilustra la existencia de tales diferencias espaciales en numerosos ámbitos de la vida económica y social potenciales condicionantes de la sobrevivencia de sus habitantes (Shubert, 1990, Cap. 2 y 3).

Una manera de ordenar el tratamiento de tan amplia gama de factores puede ser adoptar un enfoque epidemiológico. De acuerdo a algunos conceptos básicos del mismo, el riesgo de mortalidad en un particular grupo de edad es el resultado final sobre las condiciones de salud de los individuos de unos factores de exposición y otros de prevención o protección (Jenicek, 1996, cap. 6; Last 1995, 130, 148). Donde los primeros remitirían a la proximidad o contacto con el agente inductor de una enfermedad, de modo que la transmisión de la misma tenga una alta probabilidad de ocurrencia y los segundos operarían en sentido contrario, esto es, tendiendo a reducir las posibilidades de su incidencia. Obviamente, muy extensa es la lista de factores determinantes de la mortalidad y que podrían asignarse a ambas categorías (Mahadevan, 1986, Caselli, Vallin y Wunsch, 2002). En este punto, y con el sólo propósito de hacer operativo el análisis, se ha asumido que aquel conjunto de variables explicativas podría distribuirse en tres grandes dimensiones (Gráfico 2), las correspondientes a los denominados factores locales, públicos y de organización económica.

Gráfico 2. Marco teórico y dimensiones explicativas



Los factores locales, incluirían toda clase de variables relacionadas con riesgos ambientales (por ejemplo, fluctuaciones termométricas) y los recursos materiales y culturales disponibles a una escala local (en ciudades, pueblos, comarcas etc). Los factores públicos comprenderían no sólo las políticas de este signo, sino la promoción y diseminación de conocimiento médico y de los cambios de actitud respecto a determinados problemas sociales de salud. Finalmente, los ligados a la organización económica remiten tanto al comportamiento de los mercados en aquellos productos que condicionan el mantenimiento y mejora de los niveles de vida, como

a los efectos derivados de formas institucionales que regulen los mecanismos de acceso a los factores productivos, por ejemplo, la tierra.

Como es obvio, la mayor dificultad en el tipo de aproximación que aquí se persigue consiste en contar con variables representativas de estos tres grandes grupos de factores, en el contexto de información estadística española para mediados del siglo XIX. Pero aunque la cantidad y calidad de la misma presentan limitaciones, el conjunto final de variables seleccionadas puede considerarse suficiente para llevar a término el análisis propuesto. El cuadro 6A reúne el listado de estas variables asignadas a una de las tres dimensiones presentadas y en el cuadro 6B se detallan las definiciones básicas y fuentes de referencia de cada una de ellas.

Cuadro 6A
FACTORES Y VARIABLES EXPLICATIVAS

Local	Público	Organización económica-Mercados
Temperaturas: Invierno/ Verano	Personal sanitario (Médicos)	Fluctuación precios de los cereals
Alimentación: Consumo de leche por persona y año.	Alfabetización	Población trabajando en la industria
Densidad de población		Población trabajando en la agricultura
Urbanización		

En lo que respecta a los factores locales, las variables disponibles incluyen, por una parte, algunas habituales como las condiciones climáticas, el grado de urbanización y la densidad de población, junto a otra, que intenta capturar la disponibilidad suplementaria de alimento como es el consumo de leche por habitante y año, tratándose de épocas donde la mayor parte de aquella se utilizaría en el mismo lugar de producción. En el ámbito de los denominados factores públicos, la oferta de personal sanitario —la frecuencia de médicos por mil habitantes— constituye uno de los indicadores tradicionales, otros igualmente habituales como la oferta hospitalaria no están disponibles —ya elaborados— a escala provincial⁵. En este apartado se ha añadido la proporción de población alfabetizada, al entender que tal característica era propiciada por la acción pública del estado. Finalmente, en el grupo de los factores de mercado se incluyen dos que deberían reflejar las condiciones de las estructuras económicas provinciales, como son las proporciones de activos en los sectores agrario e industrial. Aunque, a la vista de la naturaleza de los datos, el contenido de la relación con una rama de la

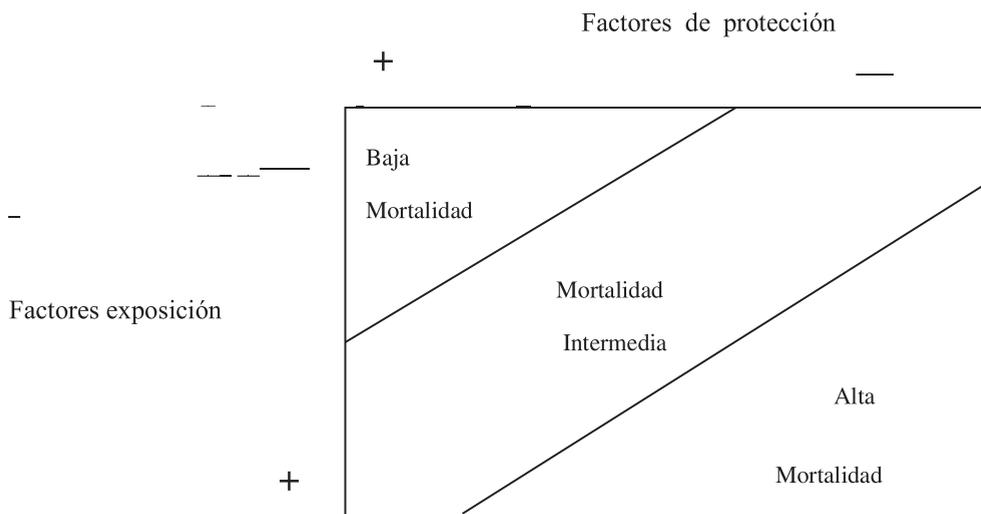
5 Existen datos tabulados de oferta hospitalaria en el siglo XIX elaborados por Carasa Soto (1985). Del examen de los mismos no se desprende una asociación estrecha entre la estructura territorial de la oferta hospitalaria y los niveles de sobrevivencia regional. En algunas zonas con, las mayores densidades hospitalarias tanto se concentran esperanzas de vida elevadas, caso de P. Vasco y Navarra, como muy bajas, caso de Madrid; también se observa como en las regiones de Galicia y Asturias, con los niveles más moderados de mortalidad según las estimaciones de este trabajo, la oferta hospitalaria es más bien escasa.

Cuadro 6B
VARIABLES: DEFINICIONES Y FUENTES

VARIABLE	DEFINICIÓN	FUENTE
Dependiente		
Mortalidad en la infancia	Probabilidad de morir el primer año de vida (ambos sexos). Probabilidad de morir entre el primer y el quinto aniversario (ambos sexos)	Estadísticas del Movimiento Natural 1860-62
Mortalidad adulta	Probabilidad de morir entre los 20 y los 45 años (Ambos sexos). Probabilidad de morir entre los 60 y los 75 años (Ambos sexos)	Estadísticas del Movimiento Natural y Censo de Población de 1860.
Independiente		
Precio cereales	Promedio del coeficiente de variación de los precios provinciales del trigo y la cebada 1858-1872 .	Sanchez-Albornoz (1977)
Urbanización	Porcentaje de población viviendo en localidades con más de 5.000 personas.	Luna Rodrigo (1988)
Personal sanitario	Médicos por mil habitantes.	Censo de Población 1860
Temperaturas-verano	Desviación estacional de la temperatura media del año en el período 1866-68.	Boletín Estadístico
Temperaturas-invierno	Desviación estacional de la temperatura media del año en el período 1866-68.	Boletín Estadístico
Densidad de población	Habitantes por kilómetro cuadrado	Censo de Población 1860
Alfabetismo	Porcentaje de población adulta que sabe leer y escribir	Censo de Población 1860
Población en actividades agrarias	Proprietarios y arrendatarios por mil habitantes mayores de 15 años.	Censo de Población 1860
Población en actividades industriales	Población trabajando en el sector industrial y artesanal por mil habitantes mayores de 15 años	Censo de Población 1860
Consumo de leche	Consumo de leche (litros) por persona y año 1865.	Cussó (2001)
Fecundidad general	I(f) Índice de Coale de fecundidad general (Coale, 1969)	Estadísticas del Movimiento Natural y Censo de Población de 1860.
Ilegitimidad	Proporción de nacimientos ilegítimos sobre el total de nacimientos	Estadísticas del Movimiento Natural 1860-62

actividad está afectado por la pertenencia a determinado estatus jurídico, situación en especial de la población agrícola, clasificada en función de su relación contractual con la tierra. A estas dos variables se ha incorporado, la magnitud de las oscilaciones conjuntas de los precios de dos cereales —trigo y cebada— con la intención de capturar a través de las mismas las correspondientes a los niveles de vida, habida cuenta que productos elaborados a partir de aquellos estarían en la base de las pautas de consumo de gran parte de la población.

Gráfico 3. Representación de las diferentes zonas de mortalidad según incidencia de factores de exposición o protección



Una de las principales ventajas de este planteamiento en torno a los factores de protección y de exposición consiste en que puede ser fácilmente adaptado a una perspectiva espacial. Aunque de forma esquemática, el gráfico 3 ilustra como la combinación de distintas intensidades de los mismos daría origen a diferencias regionales, aquí reducidas a zonas de mortalidad alta (donde los niveles de exposición sobrepasarían a los de protección) baja (en la situación inversa a la anterior) e intermedia, correspondiente a las condiciones medias de la época. En virtud, pues, de este enfoque habría que contemplar a las magnitudes de la mortalidad, a mediados del siglo XIX, de forma relativa. Así, por ejemplo, un cociente en torno al 150 por mil en el primer año de vida podría verse como expresión de una mortalidad moderada, hipotéticamente fruto de un mayor peso relativo de los factores de protección que de los de exposición, frente al 250 por mil de otro, consecuencia de una mayor incidencia de los segundos sobre los primeros.

Naturalmente, la principal dificultad operativa de esta aproximación reside en fijar el criterio que permita clasificar cada provincia dentro de una categoría de mortalidad prefijada. En este trabajo se ha optado, en primer lugar, por escoger un número reducido de las mismas, sólo de tres (mortalidad alta, baja e intermedia) y, en segundo, por utilizar un estadístico como principio de asignación a cada una de estas modalidades. Con tal finalidad se han

empleado los cuartiles inferior y superior de cada distribución de cocientes de mortalidad como fronteras que separan la baja de la alta mortalidad y, en consecuencia, dejan en los centrales, la mortalidad intermedia. La clasificación resultante de este procedimiento se ha ajustado, mediante un criterio de proximidad geográfica, entre las provincias agrupadas en los distintos cuartiles, con objeto de conseguir zonas en las que se apreciaran rasgos de continuidad territorial y no se introdujera demasiada heterogeneidad en la composición de las mismas. Todo este proceso se ha aplicado por separado, tanto a la población infantil como a la adulta y ha dado origen a los agrupamientos regionales reunidos en el cuadro 7. En líneas generales se observa una gran correspondencia entre las pautas territoriales señaladas en el apartado anterior y las zonas de mortalidad aquí establecidas, de modo que las zonas de baja y alta mortalidad comprenden las regiones de las pautas «Norte» e «Interior» respectivamente, mientras la calificada como «Mediterránea» se relacionaría con la intermedia.

Cuadro 7
MORTALIDAD DE LOS MENORES DE 5 AÑOS
AGRUPAMIENTOS TERRITORIALES EN ZONAS DE MORTALIDAD

Zona 1 Baja Mortalidad ${}^{(5)}q_{(0)} < 380$ p. mil	Zona 2 Alta Mortalidad ${}^{(5)}q_{(0)} > 480$ p. mil	Zona 3 Mortalidad Intermedia
Asturias Galicia P. Vasco y Navarra Santander León Balears	Castilla la Vieja Castilla la Nueva Extremadura Murcia	Aragón Cataluña P. Valenciano Andalucía

MORTALIDAD ADULTA
AGRUPAMIENTOS TERRITORIALES EN ZONAS DE MORTALIDAD

Zona 1 Baja Mortalidad ${}^{(25)}q_{(20)} < 230$ p. mil ${}^{(15)}q_{(60)} < 440$ p. mil	Zona 2 Alta Mortalidad ${}^{(25)}q_{(20)} < 280$ p. mil ${}^{(15)}q_{(60)} < 578$ p. mil	Zona 3 Mortalidad Intermedia
Asturias Galicia P. Vasco y Navarra Cataluña Balears	Castilla la Vieja Castilla la Nueva Extremadura León	Aragón Murcia P. Valenciano Andalucía

El marco explicativo propuesto y las variables escogidas pueden plasmarse en términos de dos ecuaciones lineales como las siguientes:

$$(1) \quad \log\left(\frac{{}_nq_x}{(1-{}_nq_x)}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1L} + \beta_2 X_{2L} + \dots + \beta_j X_{jP} + \beta_{j+1} X_{j+1P} + \dots + \beta_k X_{kM} + \beta_{k+1} X_{k+1M} + \dots + \varepsilon_{x,i}$$

$$(2) \quad \log\left(\frac{{}_nq_x}{(1-{}_nq_x)}\right) = \beta_0 + \beta_1 \log X_F + \beta_2 Z_1 + \beta_3 Z_2 + \beta_4 \log(X_F)Z_1 + \beta_5 \log(X_F)Z_2 + \varepsilon_{x,i}$$

Cada ecuación se ajustará, por separado y para el conjunto de las provincias españolas de 1860⁶, tanto a la mortalidad de la población menor de 5 años como a la de la población adulta. Esta última diferenciada, a su vez, entre las edades centrales de la vida adulta, de los veinte a los cuarenta y cinco años y las de los mayores de sesenta años. Esta doble distinción entre mortalidades infantil y adulta es consecuente con los resultados presentados en el apartado 2 donde se ha señalado su influencia en la vertebración espacial de la mortalidad.. La primera ecuación (1) expresa los niveles de mortalidad de cada provincia, en función de una combinación de variables independientes pertenecientes a las tres dimensiones, local (L), pública (P) y económica (M). La segunda (2) repite idéntica aproximación, pero ahora introduciendo una perspectiva espacial a través del empleo de variables mudas («dummy») según las zonas de mortalidad definidas (Z_j) y de términos de interacción entre estas últimas y las variables independientes asociadas a un factor explicativo particular ($X_F * Z_j$). Esta última ecuación corresponde a un modelo de covarianza y por ello, al ser estimados los coeficientes mediante mínimos cuadrados ordinarios, una de las tres zonas debe mantenerse como zona de referencia, lo que en esta ocasión corresponde a la de baja mortalidad. En ambas ecuaciones, las variables dependientes han sufrido una transformación «logit» con objeto de evitar los efectos no lineales asociados al empleo, como variables dependientes, de los cocientes de mortalidad que, por su propia naturaleza, tienen acotados sus valores entre 0 y 1. En esta ocasión, dado el número de casos disponible, esta ecuación se restringirá al estudio del comportamiento territorial de cada variable por separado. Por último, debe señalarse que la transformación logarítmica aplicada a las variables explicativas de la ecuación 2 permitirá cuantificar la «elasticidad»⁷ de respuesta de las dependientes para cada una de las tres zonas territoriales y, por tanto, evaluar de forma comparada la situación de los diferentes territorios.

El esquema explicativo hasta aquí propuesto debe ser utilizado teniendo en cuenta algunas salvedades. 1). La existencia de mecanismos de sinergia entre las causas de muerte y los determinantes. Esto es, el efecto conjunto de los factores sobre la mortalidad es superior al de cada uno por separado. El estado nutricional acostumbra a actuar en sinergia con otros elementos, como, por ejemplo, en los episodios de mortalidad infantil por diarrea y otras enfermedades gastrointestinales (Lunn, 1991). 2) Un factor de exposición debe la magnitud de su efecto no a su mera presencia sino a su intensidad o, en otras palabras, a la cuantía de la «dosis» que afecta la salud de la población. Por tanto, la misma variable no ocasiona en todos los lugares idéntica respuesta en los niveles de mortalidad. Las oscilaciones termométricas

6 Problemas de disponibilidad de datos de todas las variables explicativas ha obligado a prescindir de la provincia de Canarias. El número de provincias analizado ha sido de 47.

7 Se trata de la variación porcentual en la variable dependiente por unidad de variación porcentual en la independiente.

estacionales pueden suponer un factor de riesgo añadido en unas zonas pero no en otras. 3) Las tres dimensiones presentadas no reducen la relevancia de otros elementos a la hora de explicar el comportamiento de la mortalidad. Entre estos se encuentra uno de importancia como la fecundidad. Es bien conocido que en los regímenes demográficos tradicionales la mortalidad infantil y la fecundidad se condicionaban mutuamente, como queda bien reflejado en la historia de la población europea de los siglos XIX y XX (Galloway, Lee y Hammel, 1998). 4) Del tipo de enfoque adoptado se aprecia fácilmente que consiste en un clásico análisis ecológico de los determinantes de la mortalidad decimonónica española y con el reconocimiento de sus limitaciones deberán evaluarse sus resultados (Marshall 1991).

IV. EL ANÁLISIS DE LOS DETERMINANTES DE LA MORTALIDAD EN LA INFANCIA Y LA VIDA ADULTA EN EL SIGLO XIX

Un primer paso en el análisis de los factores determinantes consiste en el examen de las correlaciones entre los cocientes de mortalidad y el conjunto de variables explicativas. En términos generales, y a la vista de los resultados de los cuadros 8 y 9, puede afirmarse que las magnitudes y signos de las mismas se ajustan a lo esperado, esto es, concuerdan con efectos semejantes detectados en otras poblaciones. Así sucedería, por ejemplo, con las fluctuaciones en los precios de los cereales y los niveles de urbanización como factores que tienden a incrementar los riesgos de mortalidad, de igual modo que las variaciones en la temperatura estival lo hacen para los niños y la invernal para los adultos (Breschi y Livi-Bacci, 1994; Galloway, 1988, 1992). La disponibilidad suplementaria de alimentos —leche de vaca (Beaver, 1973)— y el porcentaje de población en actividad agraria como propietarios y arrendatarios también contribuye a reducir los riesgos de morir (Kunitz, 1983). En igual sentido lo hace la densidad de población, aunque debe recordarse que en la España de mediados del siglo XIX, con la excepción de unas pocas provincias urbanizadas (Barcelona y Madrid, principalmente), los territorios más poblados continuaban siendo las zonas rurales⁸. En el caso de la influencia de la oferta de personal sanitario y del nivel de alfabetización se constata un efecto positivo. Signo éste que podría considerarse hasta cierto punto como previsible dado que, en aquel momento anterior al desarrollo y aplicaciones del nuevo conocimiento bacteriológico, tanto el conocimiento médico como gran parte de los hábitos sanitarios de la población estarían lejos de favorecer mejoras substanciales en los niveles de supervivencia (Preston, 1985; Kunitz, 1987; Preston y Haines, 1991, Cap 5)⁹. No puede pasarse por alto no sólo el poco significativo efecto de la ilegitimidad sobre la mortalidad en la infancia, sino también, el inesperado signo negativo que ofrecen los coeficientes de correlación. Está bien documentado para distintas sociedades de entonces, como aquella condición representaba para el recién nacido un elemento de riesgo añadido, particularmente entre capas sociales más empobrecidas (Brändström, 1997; Kok et al. 1997). En este caso, por lo demás, muy probablemente suponen una influencia nada desdeñable en este resultado el grado de subregistro estadístico de esta modalidad de nacimientos. La magnitud del cual es de muy difícil estimación.

⁸ En 1860 sólo un 25 por ciento de la población española residía en localidades de más de 5000 habitantes (Luna Rodrigo, 1988).

⁹ Esta afirmación no olvida el efecto positivo de la acción médica contra la viruela en la primera mitad del siglo XIX en España. Sin embargo, el tipo de datos analizados no puede captar esta dimensión cronológica.

Cuadro 8
CORRELACIONES ENTRE MORTALIDAD INFANTIL Y VARIABLES EXPLICATIVAS

Variables	(1) q (0)	(4) q (1)	(5) q (0)
Precios-cereales	0,427 **	0,359 **	0,414 **
Urbanización	0,387 **	0,449 **	0,442 **
Médicos/Hab.	0,318 **	0,582 **	0,493 **
Temp-estival	0,506 **	0,516 **	0,534 **
Temp-hivernal	-0,102	-0,025	-0,060
Alfabetización	-0,121	-0,005	-0,055
Densidad	-0,398 **	-0,461 **	-0,465 **
Activos-agrarios	-0,560 **	-0,489 **	-0,550 **
Activos-industria	0,115	0,245	0,185
Leche/Hab.	-0,653 *	-0,684 **	-0,716 **
Fecundidad	0,652 **	0,778 **	0,783 **
Ilegitimidad	-0,089	-0,364 *	-0,282

** Sig < 1% * Sig < 5%

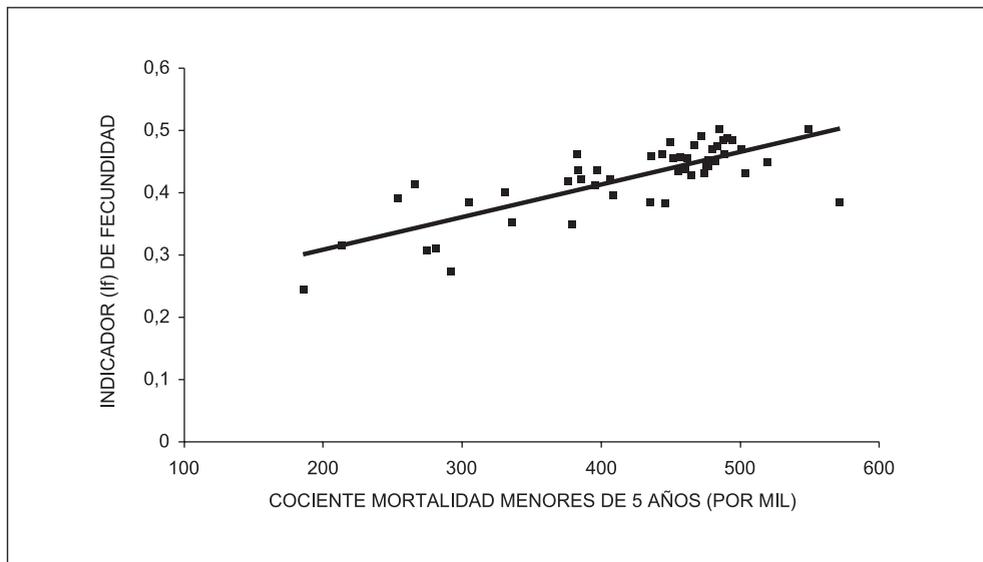
Cuadro 9
CORRELACIONES ENTRE MORTALIDAD ADULTA Y VARIABLES EXPLICATIVAS

Variables	(25) q (20)	(15) q (60)
Precios-cereales	0,672 **	0,501 **
Urbanización	0,006	-0,307 *
Médicos/Hab.	0,291 *	-0,088
Temp-estival	-0,061	-0,472 **
Temp-hivernal	0,367 **	0,474 **
Alfabetización	0,408 **	0,459 **
Densidad	-0,472 **	-0,213
Activos-agrarios	-0,383 **	-0,005
Activos-industria	0,009	-0,170
Leche/Hab.	-0,087	0,452 **

** Sig < 1% * Sig < 5%

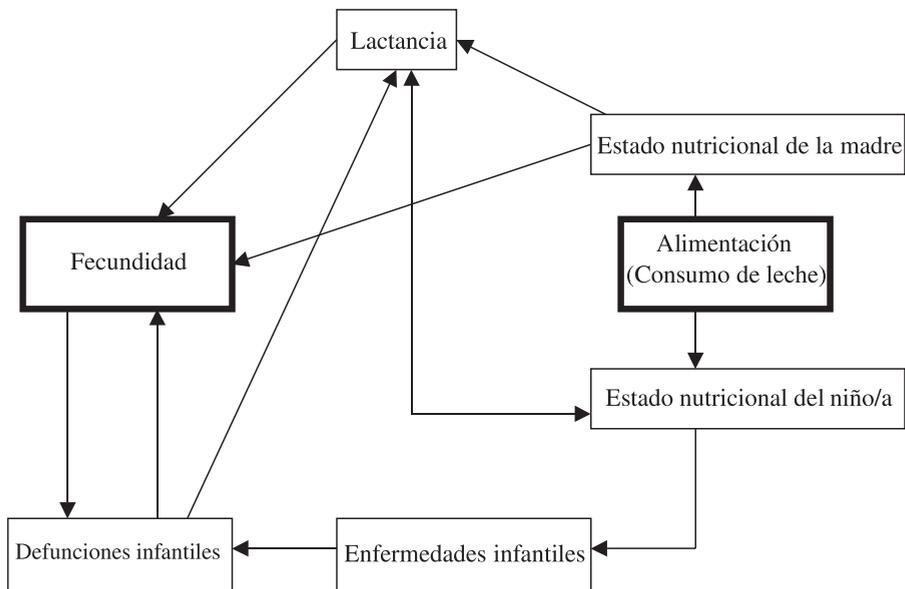
Fuente: Elaboración propia a partir de fuentes indicadas en Cuadro 7

Gráfico 4. España 1860-62: Mortalidad en la niñez y fecundidad general .
(Provincias)



Fuente: Muñoz Pradas (2003).

Gráfico 5. Esquema de interrelaciones entre fecundidad, consumo de leche y lactancia



La mortalidad de los menores de cinco años ((5)q(0)) y la fecundidad general (Índice I(f) de Coale) se muestran alta y positivamente correlacionadas según los resultados del Cuadro 8, clara evidencia de una pauta demográfica de raíz malthusiana, ilustrada en el gráfico 4¹⁰. La cuantificación del peso de la procreación en la determinación de los niveles de mortalidad de los menores de cinco años se expone en el Cuadro 10, por lo demás, en una secuencia que parte de la regresión simple de la fecundidad sobre el cociente de mortalidad e incorpora el componente territorial relativo a las zonas de mortalidad. Al tomar en cuenta este último se aprecia como su influencia sobre el conjunto del territorio varía sólo en intensidad. La introducción, en la tercera regresión, de términos de interacción no permite verificar la existencia de pautas espaciales diferenciadas de respuesta de la mortalidad infantil al comportamiento de la fecundidad. De cualquier modo, la magnitud de la respuesta del cociente de mortalidad a los incrementos en los niveles de procreación puede calificarse de notable habida cuenta que el coeficiente de elasticidad en la primera regresión es de 2,30¹¹. Esto es, un aumento de la fecundidad del 10 por ciento comportaba uno del riesgo de morir en la niñez del 23 por ciento.

La relación entre mortalidad infantil y fecundidad en poblaciones pretransicionales es compleja, por tratarse de comportamientos e interacciones fisiológicas en los que una y otra se condicionan mutuamente (United Nations, 1988). Esto significa que la fecundidad ocupa un lugar como factor determinante no meramente exógeno, sino también endógeno, respecto a la evolución de la mortalidad infantil. Sin embargo, incluirla como una variable explicativa de estas características presenta algunas dificultades en el contexto de este estudio. Unas son de orden metodológico y otras de carácter conceptual.

En lo que respecta a las primeras, el tratamiento de la fecundidad como variable endógena obligaría ahora a ajustar la ecuación (1) mediante mínimos cuadrados en dos etapas a través del empleo de variables instrumentales, pero en este punto, la cantidad y calidad de los datos correspondientes a las variables explicativas no ha garantizado la viabilidad estadística de los resultados¹². Las correlaciones del cuadro 11 entre la fecundidad y el resto de variables explicativas dejan ver una asociación significativa entre una buena parte de aquellas variables y la fecundidad, y de manera particular en el caso del consumo de leche, las temperaturas estivales y la densidad de población. Con objeto de controlar los posibles efectos de colinealidad derivados de esta situación se ha optado por introducir la fecundidad al final del proceso de ajuste de modelos y ofrecer, por tanto, resultados comparativos según sea o no tomada en cuenta. Esta decisión presta atención, además, a la otra categoría de dificultades.

Desde el punto de vista conceptual no puede olvidarse que la relación entre fecundidad y mortalidad infantil está mediada por el papel de determinadas variables intermedias. Variables de las que, si bien no se dispone de información, influirían en el comportamiento, tanto de aquella como de otras variables asociadas. Esta sería la situación representada en

10 Los nacimientos empleados para el cálculo del indicador de fecundidad general en cada provincia han sido corregidos por nivel de subregistro según las estimaciones de Muñoz Pradas (1998)

11 La elasticidad se ha calculado multiplicando el coeficiente de regresión por el resultado de la división entre los valores medios de la Fecundidad (I(f)) y el del cociente de mortalidad entre 0 y 5 años.

12 En concreto, la aplicación del test de Sargan (Stewart 1991, 145-146) ha conducido a rechazar la hipótesis nula sobre la validez de los mismos. Se han explorado como instrumentos variables como «Leche/Habitante», «Densidad», «Urbanización» y «Temp-verano».

Cuadro 10
REGRESIONES DE FECUNDIDAD SOBRE MORTALIDAD MENORES DE 5 AÑOS
VARIABLE DEPENDIENTE $\text{LOG}((5)Q(0)/(1-(5)Q(0)))$

VARIABLES	COEFICIENTES	COEFICIENTES	COEFICIENTES
Constante	-1,103 **	-0,764 **	-0,641 *
Fecundidad	2,264 **	1,095 **	0,698
Territorio 1		0,229 **	0,213 **
Territorio 2		0,198 **	0,198 **
Fecund-Territ 1			0,096
Fecund-Territ 2			0,165
F	76,54 **	52,5 **	31,67 **
R2-Ajus	0,62	0,77	0,77

Sig ** < 1% * < 5%

Fuente: Elaboración propia a partir de fuentes indicadas en Cuadro 7.

Cuadro 11
COEFICIENTES DE CORRELACIÓN ENTRE FECUNDIDAD PROVINCIAL
Y VARIABLES INDEPENDIENTES

VARIABLES	FECUNDIDAD GENERAL
Temp-verano	0,536 **
Temp-invierno	-0,070
Leche/Habit	-0,615 **
Densidad	-0,515 **
Urbanización	0,462 **
Médicos/habit.	0,436 **
Alfabetización	-0,118
Precios-cereales	0,348 *
Activos-agrarios	-0,336 *
Activos-industria	0,222

Sig ** < 1% * < 5%

Fecundidad general: Índice de Coale I(f)

el esquema adjunto (Gráfico 5). En él se llama la atención sobre el hecho que la explicación de una parte de la elevada correlación entre la fecundidad general y el consumo de leche residiría en el efecto que ejercería sobre ambas las prácticas de lactancia. Esta correlación tendría, pues, un componente espurio que, a la vista de la red de interrelaciones sugeridas en el gráfico, obedecería al complejo juego de conexiones entre los hábitos de lactancia y el estado nutricional de las madres y de los niños (McNeilly, 1993). Mientras el efecto de las costumbres relativas a la lactancia materna no pueden calibrarse¹³ al no conocerse su distribución geográfica en el siglo XIX, el de las segundas sí puede aproximarse (cuadro 12) a través del cálculo de las correlaciones parciales entre los distintos cocientes de mortalidad y el indicador de fecundidad general, controlando por consumo de leche por habitante. La comparación entre las magnitudes de ambos grupos de correlaciones permite constatar, como la disponibilidad de esta alimentación complementaria altera la magnitud de la asociación entre fecundidad y mortalidad infantil, y entre ésta y la mortalidad post-infantil. En este último caso es particularmente interesante señalar que, la existencia o no de tal alimentación complementaria, parecería ejercer una cierta influencia en las probabilidades de sobrevivir durante el tránsito desde el primer año de vida a los siguientes.

Cuadro 12
CORRELACIONES SIMPLES
COCIENTES DE MORTALIDAD INFANTIL Y FECUNDIDAD GENERAL

	q(0)	(4)q(1)	(5)q(0)	Fecundidad
q(0)	1			
(4)q(1)	0,754	1		
(5)q(0)	0,919	0,950	1	
Fecundidad	0,652	0,778	0,783	1

CORRELACIONES PARCIALES
COCIENTES DE MORTALIDAD INFANTIL Y FECUNDIDAD GENERAL
(CONTROLANDO EFECTO DEL CONSUMO DE LECHE)

	q(0)	(4)q(1)	(5)q(0)	Fecundidad
q(0)	1			
(4)q(1)	0,496	1		
(5)q(0)	0,838	0,887	1	
Fecundidad	0,401	0,614	0,620	1

Fuente: Elaboración propia a partir de fuentes indicadas en Cuadro 7

13 Debe recordarse que en la literatura médica europea de la época se aconsejaba la ingesta de leche de vaca entre las madres cuando la cantidad de la leche materna disminuía y de igual modo entre los niños amamantados, (Fildes, 1986, 135-137).

El análisis estadístico de los factores determinantes se ha llevado a cabo del siguiente modo. La ecuación (1) se ha evaluado inicialmente, tanto para la población infantil como adulta, con todo el conjunto de variables con coeficientes de correlación significativos en los cuadros 8 y 9 a través de un proceso de eliminación, se ha llegado a la ecuación mejor ajustada

Cuadro 13 A
MORTALIDAD DE LOS MENORES DE 5 AÑOS Y FACTORES DETERMINANTES
(SIN FECUNDIDAD GENERAL)

Variable Dependiente	(1)q(0)	(4)q(1)	(5)q(0)
Variab. Independiente	Coefficientes	Coefficientes	Coefficientes
Constante	-0,449 **	-0,592 **	-0,003
Precios-cereales	0,264 **		0,216 *
Urbanización	0,220 *	0,331 **	0,172 *
Médico/Hab.		0,336 **	
Densidad		-0,362 **	
Activos-agrarios	-0,258 **		-0,266 **
Leche/Hab.	-0,419 **	-0,398 **	-0,577 **
R2-Ajus	0,70	0,75	0,76
F	28,45 **	36,42 **	38,72 **

Sig ** <1% * <5%

Cuadro 13 B
MORTALIDAD DE LOS MENORES DE 5 AÑOS Y FACTORES DETERMINANTES
(CON AJUSTE DE LA FECUNDIDAD GENERAL)

Variable Dependiente	(1)q(0)	(4)q(1)	(5)q(0)
Variab. Independiente	Coefficientes	Coefficientes	Coefficientes
Constante	-0,483 **	-1,381 **	-0,362 **
Médico/Hab.		0,254 **	
Activos-agrarios	-0,320 **		-0,268 **
Leche/Hab.	-0,459 **	-0,337 **	-0,444 **
Fecundidad general	0,251 *	0,539 **	0,406 **
R2-Ajus	0,67	0,81	0,82
F	32,93 **	69,39 **	72,84 **

Sig ** <1% * <5%

Variable dependiente $\log(n)q(x)/(1-(n)q(x))$

Coefficientes Beta, valores estandarizados

para cada grupo de edad. En el caso de la mortalidad de los menores de 5 años, de acuerdo con lo antes señalado, se ha llevado a cabo un ajuste final de la misma introduciendo también la fecundidad general.

Los cuadros 13A y 13B presentan los coeficientes de regresión y estadísticos asociados correspondientes a los distintos grupos de población infantil. En conjunto, las variables finalmente retenidas explican aproximadamente tres cuartos de la varianza. En el caso de las defunciones entre 0 y 4 años cumplidos ($(5)q(0)$), los signos de los coeficientes se acomodan a lo esperado. Los factores ligados a la disponibilidad de alimentos, las formas de organización de la actividad económica agraria y las condiciones de los mercados son, a la vista de los coeficientes estandarizados, aquellos que ejercen una mayor influencia sobre el nivel de mortalidad. El primero, reduciéndolo y los otros dos, aumentándolo. Este juego de variables se modifica en los dos segmentos de mortalidad que comprenden las defunciones de los menores de cinco años. Por una parte, solamente el consumo de leche por habitante mantiene —con signo negativo— su presencia en ambos grupos de edad si bien, a la vista de los coeficientes, su efecto en la reducción de la mortalidad parece superior en la infantil ($(1)q_0$) que en la post-infantil ($(4)q_1$). Por la otra, se aprecia una distinta distribución del grado de influencia del resto de variables. Mientras el nivel de la sobrevivencia de los menores de un año depende de condiciones económicas ligadas a las fluctuaciones del mercado y del peso de los activos agrarios; en el correspondiente a la mortalidad entre el primero y quinto aniversario, lo hace de las variables relacionadas con condiciones de poblamiento, como el nivel de urbanización —con signo positivo— o el de densidad —con signo negativo—, además de la presencia del personal sanitario.

El incremento de los riesgos de morir, tanto de la mano de las oscilaciones de los precios de los cereales, como de las condiciones sanitarias de los núcleos urbanos, se corresponde con las circunstancias bien conocidas de la España de mediados del siglo XIX. Las crisis de subsistencias todavía pervivían (Sánchez Albornoz 1977, Cap 1) y la disponibilidad de obra pública sanitaria en las ciudades sería muy escasa sí a principios del siglo XX, sólo 18 de las 48 capitales de provincia disponían de servicios de alcantarillado modernos, según la estimación de P. Hauser (Hauser, 1913). Por otra parte, la presencia del efecto del consumo de leche en las ecuaciones finales confirmaría la hipótesis sugerida por distintos investigadores sobre la influencia del estado nutricional de la población infantil en su sobrevivencia, en distintas zonas de la península a mediados del siglo XIX. Por último, la introducción de la fecundidad, conforme a lo que ya se había anticipado, reduciría el número de variables del mejor modelo ajustado aunque reteniendo aquella variable alimentaria como una de las relevantes en la explicación de los niveles de mortalidad en los tres cocientes. La interpretación del papel de ambas en el comportamiento de la sobrevivencia en la infancia para el conjunto del territorio, debe realizarse con las precauciones sugeridas en comentarios anteriores sobre los efectos no observados de sus interrelaciones con las prácticas de lactancia.

Las ecuaciones sobre los determinantes de la mortalidad en la población adulta ($(25)q(20)$) y anciana ($(15)q(60)$) del cuadro 14 muestran una proporción de varianza explicada, en torno al 50 por ciento, con una reducción notable del número de variables significativamente correlacionadas en el cuadro 9. En las dos poblaciones las fluctuaciones en los precios de los cereales parecen ejercer el mayor efecto sobre los niveles de mortalidad, a la vista de los coeficientes estandarizados, y en el sentido —dado el signo de los mis-

Cuadro 14
MORTALIDAD DE LA POBLACIÓN ADULTA Y FACTORES DETERMINANTES

Variable dependiente	(25)q(20)	(25)q(20)	(15)q(60)
Variable independiente	Coefficientes	Coefficientes	Coefficientes
Constante	-0,590 **	-0,783 **	-0,062
Precios-cereales	0,617 **	0,542 **	0,434 **
Activos-agrarios	-0,210 +		
Mortalidad Infancia (5)q(0)		0,337 **	
Temperatura-verano			-0,435 **
R2-Ajus	0,48	0,54	0,39
F	22,13 **	27,54 **	15,86 **

Sig ** <1% * <5% + <10%

Variable dependiente, $\log((n)q(x)/(1-(n)q(x)))$

Coefficientes Beta, valores estandarizados

Fuente: Elaboración propia a partir de fuentes indicadas en Cuadro 7

mos— previsto. En cambio, el resto de variables independientes tiene un perfil diferente entre la población adulta, donde la proporción de activos agrarios reduciría los niveles de mortalidad, y la mayor de 60 años, en la que las condiciones climáticas estivales parecen contribuir a la mejora de los niveles de sobrevivencia. Por último, debe observarse como la introducción de la mortalidad en los primeros cinco años de vida expresa, aún tratándose de tablas del momento, el carácter de predictor que sobre la mortalidad adulta podrían tener las condiciones de salud experimentadas durante la infancia (Elo y Preston, 1992; Barker, 1994; Lumma y Clutton-Brock, 2002). La influencia de las oscilaciones en los mercados de productos alimentarios básicos sobre la mortalidad adulta (Galloway, 1993) o que, en general y para aquella época, la sobrevivencia de este grupo de la población no dependiera del peso de los factores locales es una circunstancia ya observada (Blume y Bringe, 1992). Sin embargo, estos resultados en el contexto español se corresponderían con las estimaciones, todavía limitadas en número y representatividad, sobre la composición muy ajustada de los contenidos calóricos y las deficiencias en algunos micro nutrientes básicos, de las dietas de las poblaciones adultas de las clases populares, para el tipo de actividad que la organización económica de entonces imponía (Cussó 2001, 160-65).

Una hipótesis derivada del marco teórico adoptado en el apartado 3 sostiene que las pautas regionales de mortalidad responderían a la desigual distribución territorial de los factores de exposición y de protección que configurarían los niveles observados de mortalidad. Los cuadros 15 y 16 reúnen las estimaciones del comportamiento de las variables explicativas examinadas hasta ahora según zonas de mortalidad de acuerdo a lo formulado en la ecuación (2). Ésta se ha estimado para cada variable independiente por separado, a partir de las finalmente seleccionadas en la ecuación (1), con la compañía de sus correspondientes términos de interacción. Se han evitado modelos más complejos, en los que la fiabilidad estadística de

Cuadro 15
MORTALIDAD EN LA INFANCIA
REGRESIONES DE FACTORES DETERMINANTES POR ZONAS DE MORTALIDAD
 Variable dependiente= $\log ((5)Q(0)/(1-(5)Q(0)))$

Variables	Coficiente	Estadístico F	R2
Constante	-0,022		
Prod-Leche/Hab.	-0,193 **		
Leche/Terri1	0,181 **		
Leche/Terri2	0,139 **	50,26	0,77
Constante	0,192 b		
Precios-cereales	0,677 **		
Precios/Terri1	-0,335 **		
Precios/Terri2	-0,364 **	53,56	0,79
Constante	-0,489 **		
Urbanización	0,113 **		
Territorio1	0,325 **		
Territorio2	0,242 **	52,19	0,78
Constante	-0,573 **		
Medico/Habit	0,242 **		
Territorio1	0,287 **		
Territorio2	0,623 **		
Medico/Terri2	-0,378 *	34,23	0,76
Constante	0,522 **		
Densidad	-0,538 **		
Territorio 1	-0,650 **		
Territorio 2	-0,850 **		
Dens./Terri1	0,606 **		
Dens./Terri2	0,699 **	45,88	0,85
Constante	0,439 b		
Activos-Agrarios	-0,487 **		
Agrarios/Terri1	0,180 **		
Agrarios/Terri2	0,163 **	43,72	0,75
Constante	-0,886 **		
Temp-verano	0,647 **		
Territorio 1	0,701 **		
Territorio 2	0,819 *		
Temp/Terri 1	-0,482 b		
Temp/ Terri2	-0,657 b	28,25	0,77

Sig **< 1% *<5% b<10%

Fuente: Elaboración propia a partir de fuentes indicadas en Cuadro 7

Cuadro 16
MORTALIDAD ADULTA
REGRESIONES DE FACTORES DETERMINANTES POR ZONAS DE MORTALIDAD
VARIABLE DEPENDIENTE= LOG((25)Q(20)/(1-(25)Q(20)))

Variables	Coeficiente	Estadístico	
		F	R2
Constante	-0,364 **		
Precio-cereales	0,212 **		
Territorio 3	0,105 **		
Territorio 4	0,064 **	18,86	0,57
Constante	-0,654 **		
Temp-invierno	0,159 *		
Territorio 3	0,109 **		
Territorio 4	0,193 **		
Invierno/Terri4	-0,175 *	14,73	0,58
Constante	-0,794 **		
Pob-Alfabetizada	0,174 *		
Territorio 3	0,131 **		
Territorio 4	0,101 **	20,77	0,59
Constante	-0,547 **		
Densidad/Terri 3	0,113 **		
Densidad/Terri 4	0,051 **	27,34	0,55

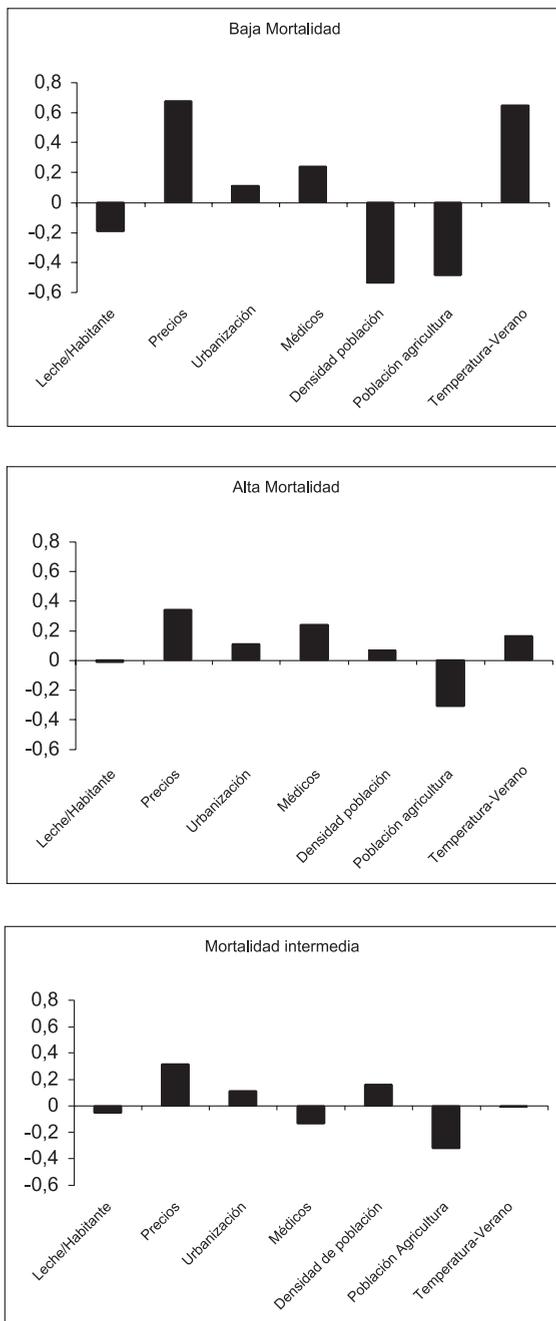
Sig **< 1% *<5%

Fuente: Elaboración propia a partir de fuentes indicadas en Cuadro 7

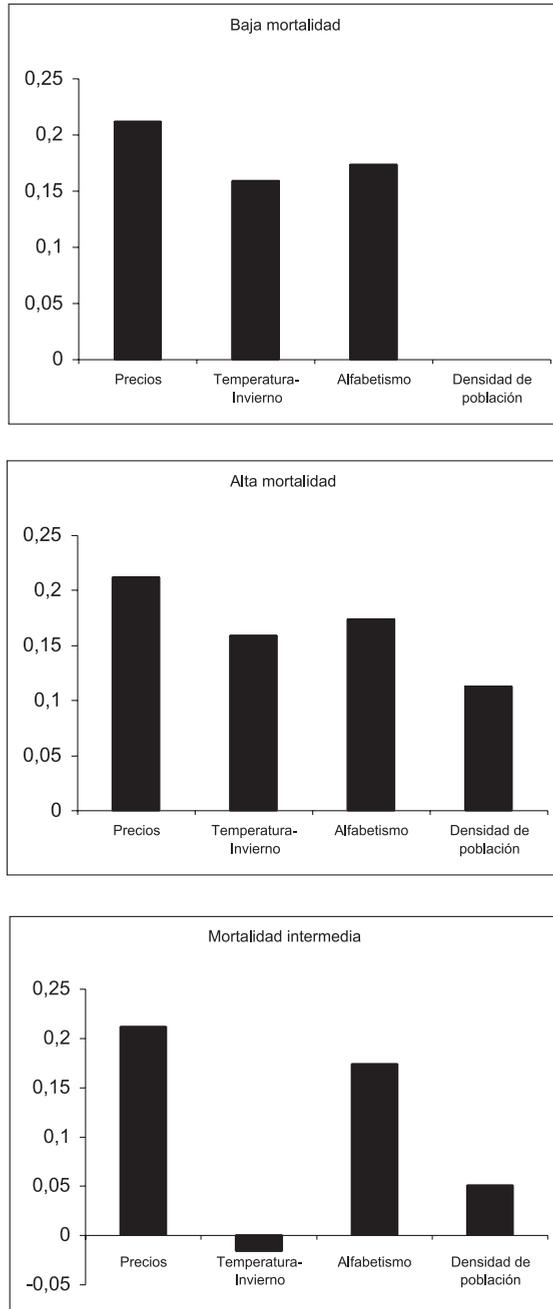
los coeficientes resultaba menor. El hecho de trabajar con transformaciones logarítmicas de las variables permite, como ya se ha advertido en el apartado anterior, interpretar las magnitudes de dichos coeficientes en términos de elasticidades. Las magnitudes de las mismas, calculadas para cada zona, se representan gráficamente. Por último, debe indicarse que los resultados se refieren a las mejores ecuaciones ajustadas y, por ello, todos los estadísticos y coeficientes son estadísticamente significativos.

En el gráfico 6, donde se representan las elasticidades para cada variable explicativa correspondiente a la mortalidad de los menores de 5 años, se hace evidente la existencia de unas pautas diferenciadas territorialmente. En las regiones de baja mortalidad, situadas en el norte de la península y en las islas Baleares, se aprecia el efecto de protección causado por el consumo de leche, la densidad de población y el porcentaje de población involucrada

Gráfico 6. Elasticidad de las respuestas de la mortalidad infantil por zona de mortalidad



Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados del Cuadro 15.

Gráfico 7. Elasticidad de las respuestas de la mortalidad adulta por zona de mortalidad

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados del Cuadro 15.

en actividades agrícolas¹⁴. Mientras que en las de alta mortalidad, dichos factores —con la excepción de la población en actividades agrarias— no tendrían influencia alguna y en las intermedias aquel efecto protector depende, además de la cuantía de leche por habitante y la población agraria, del personal sanitario y las temperaturas estivales, si bien con intensidades inferiores a las obtenidas en las zonas de menor mortalidad.

En el Ochocientos existiría en algunos territorios del norte peninsular un «ecosistema» favorable a la sobrevivencia infantil. En ellos se reunirían condiciones tales como: a) Una complementariedad entre actividades agrícolas y ganaderas que garantizaría una mayor disponibilidad suplementaria de alimentos y con ella, una mejor estatus nutricional. La mayoría de las provincias con menor mortalidad en la niñez son también zonas con la mayor ratio de consumo de leche por persona y año. b) Densidad de población, con una mayoría de habitantes residiendo en zonas rurales —excepción del polo de urbanización en torno a Bilbao— caracterizadas por unas formas de poblamiento que favorecerían tanto los intercambios comerciales a corta y mediana distancia como un mejor equilibrio epidemiológico. c) Una mayoritaria proporción de población agrícola en condiciones de propiedad o casi-propiedad de unas explotaciones de tamaño medio que darían soporte a estructuras familiares a través de las que se garantizaba la distribución de recursos entre sus miembros, particularmente, entre los menores de edad.

Estos tres elementos contribuyen a una reducción de los riesgos de mortalidad que, si bien es superior a la experimentada por las otras dos zonas, no supone, a la vista de los coeficientes de elasticidad obtenidos, una cuantía final notable, antes bien, moderada. En efecto, tal como las escalas numéricas indican se trataría de reducciones sobre los niveles de mortalidad de los menores de cinco años, según la zona, entre el 2 y el 5 por ciento por incrementos del 10 por ciento en cada una de las tres variables independientes mencionadas. Es importante señalar en relación a este entorno favorable que, a la luz de aquello que se va conociendo de la dinámica económica del norte peninsular en el siglo XIX, no debería interpretarse como la expresión de la existencia en el seno de aquellas regiones de niveles y condiciones materiales de vida homogéneas sino, al contrario, de una disparidad notable —y visible— entre las mismas. En este punto, las situaciones del País Vasco, particularmente de su fachada marítima y de Galicia podrían representar los dos extremos de tal contexto, el primero por presentarlo en su versión más desarrollo y el segundo en la de menor (Arbaiza et al. 1996, Domínguez Martín, 2002).

En lo que respecta a los factores que incrementan las probabilidades de morir, estos remiten a las fluctuaciones en temperaturas y precios y a cambios en los niveles de urbanización. Las temperaturas medias estivales variarían entre las diferentes regiones, como lógica expresión de las distintas zonas climáticas de la península ibérica. En este sentido, podría suceder que un incremento en la temperatura media en los territorios del norte tuviera peores efectos sobre la población infantil que en los del sur peninsular, con unas temperaturas medias ya superiores y un contexto de sobrevivencia menor. Un punto de vista semejante podría aplicarse a los efectos de las fluctuaciones de los precios de los cereales.

14 Sobre la islas Baleares se ha propuesto una interpretación distinta de sus bajos niveles de mortalidad infantil en el siglo XIX relacionándola con el impacto de la educación (Bujosa, Moll, Sureda 2000).

En cuanto a la mortalidad adulta (entre los 20 y los 45 años cumplidos) el gráfico 7 revela una clara ausencia de pautas regionales diferenciadas en el de comportamiento de las distintas variables independientes implicadas. Así, las fluctuaciones de precios ocasionan incrementos similares en las probabilidades de morir en todas las regiones, cuando, debe recordarse, tal variable ejercía el más intenso efecto sobre la sobrevivencia adulta según los resultados del cuadro 14. De igual modo sucedería con las proporciones de población alfabetizada, que mantendrían un efecto de signo positivo, de acuerdo a lo ya comentado al examinar el cuadro 9. Además, se aprecia la falta de factores que contribuyen claramente a la reducción de los riesgos de mortalidad y las otras dos variables se comportan de un modo irregular. Las temperaturas invernales parecen deteriorar las condiciones de sobrevivencia en las regiones de baja y alta mortalidad, tal como la densidad de población haría en las zonas de mortalidad elevada e intermedia.

A partir del conjunto de resultados obtenidos y analizados, tres grupos de conclusiones pueden extraerse:

- a) La mortalidad de las poblaciones infantil y adulta no comparten por entero el mismo juego de factores determinantes. La excepción son las fluctuaciones de precios. A partir de un conjunto inicial y común de variables explicativas, en el caso de la mortalidad adulta, el número y capacidad de las mismas para dar cuenta de su variación territorial ha sido notablemente menor al resultante con la mortalidad de los menores de 5 años. Incluso, la sobrevivencia en la vida adulta podría resultar, en parte, condicionada por el entorno experimentado en la infancia.
- b) Entre tres o cuatro variables dan cuenta de, aproximadamente, tres cuartas partes de la varianza de la mortalidad en la población infantil. En todos los casos presentan el signo esperado y se encuentran vinculadas a factores de orden local o ligadas a las condiciones de organización económica. La fecundidad y la disponibilidad complementaria de alimentos —representada aquí a través del consumo de leche de vaca— condicionan notablemente los niveles sobrevivencia en la infancia muy probablemente en interacción con las prácticas de lactancia. La oferta de servicios sanitarios y los niveles de alfabetización no parecen ejercer una influencia clara en la reducción de los cocientes de mortalidad.
- c) Las geografías de la mortalidad adulta e infantil no se configurarían a partir del mismo juego de factores determinantes. Las diferencias territoriales en la mortalidad de la población infantil responderían a una distribución regionalmente desigual de los factores de protección y exposición. Éstos, en cambio, no ejercen una influencia significativa sobre la mortalidad adulta. Las zonas de menor mortalidad en los menores de cinco años, parecen contar con algunas ventajas comparativas de cara a su sobrevivencia. Éstas serían fruto de la sinergia entre una mayor disponibilidad de alimentos suplementarios, alta densidad en el poblamiento rural y unas formas de organización económica ligadas a un mayor grado de propiedad de las explotaciones. No existiría, por tanto, una ventaja de origen puramente ambiental.

V. CONCLUSIÓN: MORTALIDAD Y DESARROLLO REGIONAL EN PERSPECTIVA SECULAR

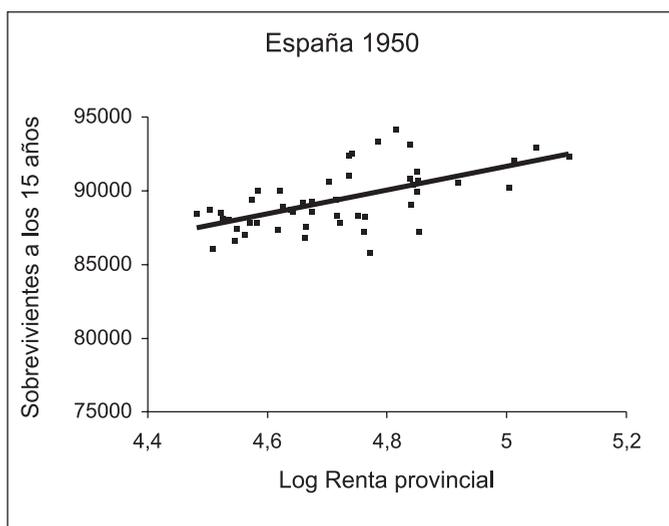
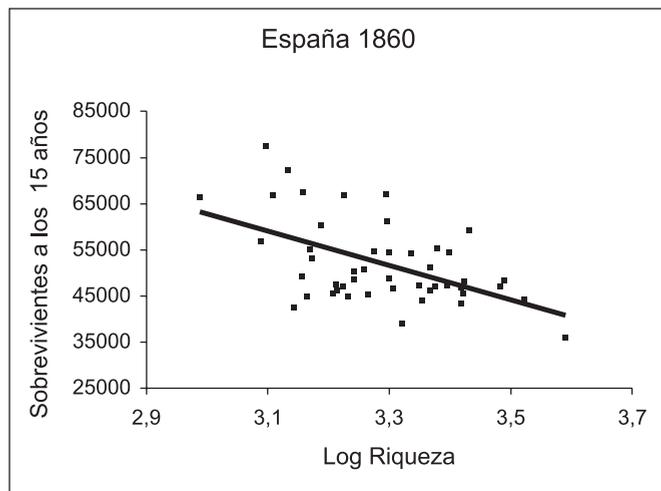
A la luz de los resultados obtenidos en estas páginas, la geografía de la mortalidad española en el siglo XIX vuelve a caracterizarse más como la de un régimen de sobrevivencia antiguo que la propia de uno nuevo, no sólo en relación con sus estructuras y niveles, sino también de sus determinantes. Otra manera de visualizar esta situación consiste en analizar la conexión existente entre la mortalidad y las modalidades de desarrollo regional. Esta circunstancia quedaría reflejada en el gráfico 8 donde se relacionan el número de sobrevivientes, hasta los quince años de edad, con un indicador de riqueza o renta provincial en torno a las fechas censales de 1860¹⁵ y 1950, separadas prácticamente en un siglo.

A mediados del siglo XIX, las provincias con mayor riqueza —entre ellas Madrid y las pertenecientes al País Vasco y Cataluña— no conseguían trasladar su ventaja material hacia un incremento de las expectativas de vida, al contrario, el desarrollo de las nuevas actividades industriales y la paulatina urbanización supondrían los mayores focos de morbilidad y, con ella, de mortalidad. Antes, pues, de intervenciones sanitarias sistemáticas y unas políticas de salud pública fundadas en una mejor comprensión de la etiología de las enfermedades infecciosas dominantes, una combinación de factores locales y ambientales protegerían a las provincias relativamente más pobres de las «dosis» más elevadas de riesgos de morir (Cussó y Nicolau, 2000).

En 1950 la esperanza de vida al nacer alcanza los 62 años cerrando, una década de mejoras sin precedentes en la historia demográfica española, puesto que en 1940 ese indicador se situaba en los 50 años. Tal como la historia de la transición epidemiológica muestra la relación entre renta y mortalidad cambia, en el curso del tiempo y a lo largo del espacio. Esta circunstancia, que ha podido apreciarse en el interior de los países (Mosk y Johansson, 1986) y, en menor medida a escala internacional (Muñoz Pradas y Nicolau, 1995), también ha sido observada para el proceso de modernización económica en la España contemporánea (Reher y Sanz-Gimeno, 2000). En su vertiente territorial el gráfico 8 muestra como, a mediados del siglo XX, las provincias con más renta per cápita alcanzaban mayores cotas de sobrevivencia, aunque ahora todas en conjunto disfrutaban de unas expectativas de vida más próximas entre sí que las existentes un siglo atrás. Desde un punto de vista espacial debe recordarse que en el curso de la transición demográfica los niveles de mortalidad tienden a converger (Vallin y Mesle, 2003). Por tanto, entre 1860 y 1950 se ha producido la reversión de los efectos negativos de la modernización económica, gracias a la combinación de las políticas públicas de salud, la mejora de los niveles de vida y los efectos indirectos de los mismos movimientos migratorios experimentados por la población española a lo largo de esa centuria.

Cuando las esperanzas de vida al nacer se sitúan entre 60 y 65 años, como acontecía en el umbral de la segunda mitad del siglo XX, se ha observado que el efecto directo de la mejora de los niveles de renta sobre la mortalidad tiende a perder influencia (Preston, 1975). Las vías de reducción en esta última dependerían de otros factores como, por ejemplo en el caso espa-

15 Los datos de riqueza de 1860 corresponden a las estimaciones provinciales realizadas por Plaza Prieto (1990) a partir de la información catastral recopilada en el diccionario geográfico de Pascual Madoz y, por tanto, fechada en torno a 1842.

Gráfico 8. Relaciones entre mortalidad y desarrollo. Provincias españolas

Fuente: España 1860, datos de mortalidad de Muñoz Pradas (2003) y estimaciones de riqueza provincial a partir de datos publicados por Plaza Prieto (1990). España 1950, datos de mortalidad estimados por Cussó (2001) y de renta provincial por el Banco de Bilbao, reproducidos en Cusso (2001).

ñol, los relacionados con las políticas de salud y el gasto sanitario (Porta Serra y Kritchevsky 1987).

No puede cerrarse este apartado de conclusiones, conforme al segundo propósito de este trabajo, sin una reflexión final sobre la comprensión de la dinámica espacial de la mortalidad

pre-transicional y sus implicaciones de cara a la interpretación del paso desde un régimen tradicional a otro moderno. De acuerdo a lo que se recordaba en la introducción, una gran parte de la óptica territorial en el análisis del cambio de la mortalidad se ha centrado en el estudio comparado de la evolución de la mortalidad rural y urbana. La lógica subyacente a este enfoque ha tendido a suponer que, a través de tal proceso de diferenciación entre ambas mortalidades, tenía lugar el tránsito desde un espacio de mortalidad homogéneo hacia otro heterogéneo, al compás de las fuerzas que impulsaban la urbanización e industrialización contemporánea. En cambio, a la vista de los resultados de un estudio como éste, parecería más apropiado pasar a contemplarlo como una modificación en la geografía de los riesgos de morir. Así, a lo largo de su curso, el juego de factores de protección y exposición se redistribuirían de modo distinto en las diferentes etapas de la transición y, por tanto, no se trataría de interpretarla sobre la base de una aparición de tales riesgos, dejando atrás un largo período de condicionantes uniformes de la mortalidad ordinaria en todo el territorio. La geografía de la mortalidad española del siglo XIX, de acuerdo con lo que se ha intentado argumentar en estas páginas, no se reconocería en este último escenario.

BIBLIOGRAFÍA

- ARBAIZA, M.; GUERRERO, A.; PAREJA; A. (1996): «Mundo rural y mundo urbano en la transición de la mortalidad vizcaína (1770-1930)». *Boletín ADEH*, XIV, II, págs. 19-56.
- ARDIT, M.(1991): «Un ensayo de proyección inversa de la población valenciana (1610-1899)». *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, IX, 3, págs. 27-48.
- ARDIT, M.(1999): «Microanálisis demográfico en larga duración: el caso de España», GONZÁLEZ PORTILLA, M., ZARRAGA SANGRONIZ, K. (Eds): *IV Congreso de la Asociación en Demografía Histórica*. vol II.Bilbao. Universidad del País Vasco, págs. 253-307.
- BARKER, D.J.P (1994): *Mothers, babies and diseases in later life*. London, BMJ Publishing Group.
- BEAVER, M.W. (1973): «Population, Infant Mortality and Milk». *Population Studies*, vol 27, nº 2, págs. 243-54.
- BERNABEU MESTRE, J. (1992): «Fuentes para el estudio de la mortalidad en la España del siglo XIX. Las estadísticas demográfico-sanitarias», en *Las estadísticas demográfico-sanitarias*. I Encuentro Marcelino Pascua (Madrid 14 de Junio de 1991). Madrid, Centro Nacional de Epidemiología, págs. 29-30.
- BLANCO CARRASCO, J.P. (1999): *Demografía, familia y sociedad en la Extremadura moderna 1500-1800*. Cáceres, Universidad de Extremadura.
- BLANES i LLORENS, A. (1996): *La mortalidad en España 1960-1991. Análisis territorial y por causas*. Memoria de investigación. Departament de Geografia, UAB.
- BLUM, A. y BRINGE, A. (1992): «Mortalité local et générale en France 1670-1829», en BLUM, A., BONNEUIL, N. y BLANCHET, D. (Ed) *Modèles de la démographie historique*. Paris, PUF, págs. 11-43.
- BONNEUIL, N. (1997): *Transformation of the French Demographic Landscape 1806-1906*. Oxford, Clarendon Press.

- BRANDSTRÖM, A. (1997): «Life Histories of Lone Parents and Illegitimate Children in Nineteenth —Century Sweden», en CORSINI C.A.; VIAZZO, P.P. (Ed): *The Decline of Infant and Child Mortality. The European Experience: 1750-1990*. The Hague, UNICEF-Kluwer, págs. 173-91.
- BRESCHI, M. y LIVI-BACCI, M. (1994): «Les mois de naissance comme facteur de survie des enfants». *Annales de Démographie Historique*, págs.169-185.
- BUJOSA, F.; MOLL, I.; SUREDA, I. (2000): «La avanzada transición demográfica en Mallorca: el caso de la mortalidad infantil». *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, XVIII, II, págs. 125-145.
- CARASA SOTO, P. (1985): *El sistema hospitalario español en el siglo XIX*. Valladolid. Universidad de Valladolid
- CASELLI, G.; VALLIN, J.; WUNSCH, G., (2002): *Démographie: analyse et synthèse. Vol III. Les déterminants de la mortalité*. Paris,Ined.
- CHARBONNEAU, H. y LAROSE, A. (1979): *The Great Mortalities: Methodological Studies of Demographic Crises in the Past*. Liège, Ordina Editions.
- CLEMENTE FUENTES, L. (1988): *Enfermedad y muerte. Condicionantes económicos, higiénicos y sanitarios en tres pueblos cacereños (1850-90)*. Cáceres.
- COALE, A.J. (1969): «The decline of fertility in Europe from the French Revolution to World War II», en BEHRMAN, S.J., CORSA, L. y FREEDMAN, R. (eds): *Fertility and Family Planning. A World View*. Ann Arbor, Michigan University Press, págs. 3-23.
- CUSSO, X., NICOLAU, R. (2000): «La mortalidad antes de entrar en la vida activa en España», *Revista de Historia Económica*, XVIII, nº 3, págs. 525-552.
- CUSSO i SEGURA, X. (2001): *Alimentació, Mortalitat i Desenvolupament. Evolució i disparitats regionals a Espanya des de 1860*. Tesis doctoral, Universitat Autònoma de Barcelona.
- DEL PANTA, L. (1996): «De la mettà del Settecento ai nostri giorni», en DEL PANTA, L, LIVI BACCI, M., PINYO, G., SONNINO, E. *La popolazione italiana dal medioevo a oggi*. Roma, Laterza, págs. 131-212.
- DOMINGUEZ MARTÍN, R. (2002): «Autoconsumo, mercantilización y niveles de vida campesinos en la España Atlántica 1750-1930», en MARTÍNEZ CARRIÓN, J.M. (Ed): *El nivel de vida en la España rural, siglos XVIII-XIX*. Alicante, Universidad de Alicante, págs. 287-320.
- DOPICO, F. (1987): «Regional Mortality Tables for Spain in the 1860s», *Historical Methods*, vol. 20, nº 4, págs. 173-178.
- DOPICO, F. y ROWLAND, R. (1990): «Demografía del Censo de Floridablanca. Una aproximación». *Revista de Historia Económica*, VIII, nº 3, págs. 591-618.
- DOPICO, F., REHER, D.S. (1998): *El declive de la mortalidad en España, 1860-1930*. Madrid.,ADEH
- DUBERT, I. (1996): «La Mortalité en Galice, 1600-1850». *Annales de Démographie Historique*, págs. 221-248.
- ELO, I. and PRESTON, S., (1992): «Effects of Early-Life conditions on adult mortality: a review». *Population Index*, Vol. 58, nº 2, págs. 186-212.
- FILDES, V. (1986): *Breasts, bottles and babies. A History of Infant Feeding*. Edinburgh, Edinburgh University Press.

- FLINN, M. (1974): «The Stabilization of Mortality in Pre-Industrial Western Europe», *Journal of European Economic History*, nº 3, págs. 285-318.
- FLINN, M. (1981): *The European Demographic System 1500-1820*. Brighton, Harvester Press.
- FOGEL, R. (1997): «New Findings on Secular Trends in Nutrition and Mortality: Some Implications for Population Theory», en ROSENZWEIG, M. y STARK, O. (Ed) *Handbook of population and family economics*. Vol. 1-A. Amsterdam, Elsevier, págs. 433-473.
- GALLOWAY, P. (1988): «Basic Patterns in Annual Variations in Fertility, Nuptiality, Mortality and Prices in Pre-industrial Europe». *Population Studies*, Vol. 42, nº 2, págs. 275-303.
- GALLOWAY, P.(1992): «Changements séculaires des freines à court terme à la croissance démographique en Europe de 1640 a 1909: frein préventif, frein positif et frein de température», en BLUM, A., BONNEUIL, N. y BLANCHET, D. (Ed) *Modèles de démographie historique*. París, PUF, págs. 193-240.
- GALLOWAY, P.R. (1993): «Short-Run Population Dynamics among the Rich and Poor in European Countries, Rural Jutland, and Urban Rouen», en REHER, D. y SCHOFIELD, R. (Ed) *Old and New Methods in Historical Demography*. Oxford, Clarendon Press, págs. 84-110.
- GALLOWAY, P., LEE, R.D., HAMMEL, E.A. (1998): «Infant Mortality and the Fertility Transition: Macro Evidence from Europe and New Findings from Prussia», en MONTGOMERY, M.R. and COHEN, B., (Ed) *From Death to Birth. Mortality Decline and Reproductive Change*. Washington, National Academy Press, págs 182-226.
- GONZALEZ UGARTE, M.E. (1994): «Mortalidad e Industrialización en el País Vasco. Vizcaya 1860-1930». *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, XII, 1,págs. 35-53.
- GURRÍA GARCÍA, P.; LÁZARO RUIZ, M. (1999): «La mortalidad infantil y juvenil en la Rioja durante el siglo XIX», *Historia Contemporánea*, 18, págs. 163-180.
- HAUSER, PH., (1913): *La geografía médica de la península ibérica*. Vol. 3, Madrid, Imprenta de Eduardo Arias.
- JENICEK, M. (1996): *Epidemiology: the logic of Modern Medicine*. Montreal, Epimed International.
- KANNISTO, V. (1992): «Frailty and Survival» *Genus*, vol 47, págs. 101-118.
- KEYFITZ, N., PRESTON, S., et alt. (1972): *Causes of Death Life Tables for National Populations*. New York, Seminar Press, págs. 640-647.
- KOK, Jk; VAN POPPEL, Fk; KRUIJE, E. (1997): «Mortality among Illegitimate Children in Mid-Nineteenth-Century. The Hague» en CORSINI, C.A.; VIAZZO, P.P. (Ed) *The Decline of Infant and Child Mortality. The European Experience: 1750-1990*. The Hague, UNICEF-Kluwer, págs. 193-211.
- KUNITZ, S.J. (1983): «Speculations on the European Mortality Decline». *Economic History Review*, vol. 36, págs. 349-364.
- KUNITZ, S. J. (1987): «Explanations and Ideologies of Mortality Patterns». *Population and Development Review*, vol. 13, n. 3, págs. 378-408.
- LAST, J.M. (Ed) (1995) *A dictionary of Epidemiology*. Third Edition, Oxford. O.U.P.

- LIVI BACCI, M. y REHER, D.S. (1991): «Otras vías hacia el pasado. De las series vitales a dinámicas demográficas en poblaciones históricas». *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, IX, 3, págs. 87-108.
- LUMMA, V. y CLUTTON-BROCK, T. (2002): «Early development, survival and reproduction in humans». *Trends in Ecology and Evolution*, vol. 17, nº 2, págs. 141-147.
- LUNA RODRIGO, G. (1988): «La población urbana en España 1860-1930». *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, VI, 1, págs. 25-71.
- LUNN, P.G. (1991): «Nutrition, Immunity and Infection» en SCHOFIELD, R., REHER, D., BIDEAU A. (Ed), *The Decline of Mortality in Europe*. Oxford. Clarendon Press, págs. 131-145.
- MACÍAS HERNÁNDEZ, A. M. (1991): «La demografía de una población insular atlántica. Gran Canaria (1680-1850)». *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, IX, 3, págs. 49-66.
- MAHADEVAN, K. (1986): «Mortality, Biology and Society: Analytical Framework and Conceptual Model» en MAHADEVAN, K. (Ed) *Fertility and Mortality. Theory, methodology and empirical issues*. New Delhi, Sage Press. págs 239-301
- MARSHALL, R. (1991): «A Review of Methods for the Statistical Analysis of Spatial Patterns of Disease». *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (Statistics in Society)*, vol 154, nº 3, págs. 421-441.
- MCNEILLY, A.S. (1991): «Breastfeeding and Fertility», en GRAY, R.; LERIDON, H.; SPIRA, A. (Ed) *Biomedical and Demographic Determinants of Reproduction*, Oxford, Clarendon Press. págs. 391-412.
- MERCER, A. (1990): *Disease, Mortality and Population in Transition*. Leicester. Leicester University Press.
- MOLL, I., SEGURA, A., SUAÚ, J. (1983): *Cronologia de les crisis demogràfiques a Mallorca. Segles XVIII-XIX*. Palma de Mallorca, Institut d'Estudis Balearics.
- MOSK, C. y JOHANSSON, S.R. (1986): «Income and Mortality: Evidence from Japan». *Population and Development Review*, vol. 12, nº 3, págs. 415-440.
- MUÑOZ PRADAS, F. (1992): «Nivells i tendències de la mortalitat a les localitats del Penedès (segles XVII-XIX)». *Estudis d'Història Agrària*, vol. 9, págs. 187-222.
- MUÑOZ PRADAS, F. y NICOLAU NOS, R. (1995): «Transitions in mortality and health: theory, comparison and historical evidence». *Polish Population Review*, vol. 7, págs. 53-71.
- MUÑOZ PRADAS, F. (1998): «La distribución territorial de la mortalidad infantil en España en torno a 1860: una reconsideración de datos y niveles». *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, XVI, II, págs. 187-222.
- MUÑOZ PRADAS, F. (2003): *Pautas territoriales de mortalidad en la España de 1860: una reconstrucción y análisis*. Mimeo. Universitat Autònoma de Barcelona.
- OMRAN, A.R. (1971): «The Epidemiological Transition: A Theory of the Epidemiology of Population Change». *Milbank Memorial Fund Quarterly*, vol. 49, nº 1, págs. 509-538.
- PERRENOUD, A.(1984): «The Mortality Decline in long-term Perspective», en BENGTTSSON, T; FRIDLIZIUS, G. y OHLSSON, R. (Ed) *Pre-Industrial Population Change*, Almqvist and Wiksell International, Stockholm, págs. 41-67.

- PERRENOUD, A. (1991): «The Attenuation of Mortality Crises and the Decline of Mortality» en SCHOFIELD, R., REHER, D., BIDEAU, A. (Ed) *The Decline of Mortality in Europe*. Oxford. Clarendon Press, págs. 18-37.
- PÉREZ GARCÍA, J.M. (1985): «El modelo de mortalidad de Antiguo Régimen en la Horta de Valencia. Un contraste con las rías gallegas», en BERNABEU MESTRE, J. (Coord) *El papel de la mortalidad en la evolución de la población valenciana*. Actas II Congreso ADEH. Vol. 5. Alicante, Instituto Gil Albert, págs. 145-64.
- PÉREZ MOREDA, V. (1985): «La modernización demográfica, 1800-1930. Sus limitaciones y cronología», en SÁNCHEZ-ALBORNOZ, N. (Comp.) *La modernización económica de España 1830-1930*. Madrid, Alianza, págs. 25-62.
- PÉREZ MOREDA, V. (1999): «Población y economía en la España de los siglos XIX y XX», en ANES, G. (ed) *Historia económica de España. Siglos XIX y XX*. Barcelona, Galaxia Gutenberg, págs. 7-62.
- PLAZA PRIETO, J. (1990): «Variaciones territoriales de la riqueza en España: un análisis secular». *Estudios Territoriales*, vol 33, págs 73-96.
- PIQUERO, S. (1991): *Demografía guipuzcoana del Antiguo Régimen*. Bilbao, UPV.
- PORTA SERRA, M. y KRITCHEVSKY, S.B. (1987): «La asociación entre mortalidad y Gasto de Medicamentos persiste al controlar por la Renta per Cápita». *Gaceta Sanitaria*, nº 1, vol 1, págs. 5-11.
- POZZI, L. (2000): *La lotta per la vita. Evoluzione e geografia de la sopravvivenza in Italia fra '800 e '900*. Udine, Forum.
- PRESTON, S. (1975): «The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development». *Population Studies*, vol 29, nº 2, págs. 231-248.
- PRESTON, S. (1985): « Resources, Knowledge and Child Mortality: A Comparison of the U.S. in the Late Nineteenth Century and Developing Countries Today», en IUSSP *International Population Conference, Florence* (Italy), vol 4, págs. 373-388.
- PRESTON, S., HAINES, M.R. (1991) : *Fatal years. Child Mortality in Late Nineteenth Century America*. Princeton Princeton University Press.
- RAMIRO FARIÑAS, D y SANZ GIMENO, A. (2000): «Childhood mortality in Central Spain, 1790-1960: changes in the course of demographic modernisation». *Continuity and Change*, vol. 15, nº 2, págs. 235-267.
- REHER, D., POMBO, M.N., NOGUERAS, B. (1993): *España a la luz del Censo de 1887*. Madrid, INE.
- REHER, D.S.; PÉREZ-MOREDA, V.; BERNABEU-MESTRE, J. (1997): «Assesing Change in Historical Contexts: Childhood Mortality Patterns in Spain During the Demographic Transition», en CORSINI, C.A.; VIAZZO, P.P. (Ed) *The Decline of Infant and Child Mortality. The European Experience: 1750-1990*. The Hague, UNICEF-Kluwer, págs. 35-57.
- REHER, D., SANZ-GIMENO, A. (2000): «Mortality and economic development over the course of modernization: An analysis of short-run fluctuations in Spain, 1850-1990». *Population Studies*, vol. 54, nº 2, págs. 135-152.
- SÁNCHEZ AGUILERA, D. (1996): «Las diferencias territoriales de la mortalidad en Andalucía a fines del siglo XIX». *Boletín de la ADEH*, XIV, II, págs. 151-172.

- SÁNCHEZ ALBORNOZ, N. (1975): *Los precios agrícolas durante la segunda mitad del siglo XIX, Vol. I. Trigo y Cebada*. Madrid. Servicio de Estudios del Banco de España. págs. 41-45.
- SÁNCHEZ ALBORNOZ, N. (1977): *España hace in siglo: una economía dual*. Madrid, Alianza.
- SCHOFIELD, R., REHER, D., BIDEAU, A. (1991): *The Decline of Mortality in Europe*. Oxford, Clarendon Press.
- SHUBERT, A. (1990): *Historia social de España (1800-1990)*. Madrid, Nerea.
- STEWART, J. (1991): *Econometric.*, London, Philip Allen.
- UNITED NATIONS SECRETARIAT (1988): «Interrelationships between child survival and fertility». *Population Bulletin of the United Nations*, 25, págs. 27-50.
- VALLIN, J. y MESLE, F. (2003): «Convergences and divergences in mortality. A new approach to health transitions». *Seminar on longevity and its determinants IUSSP*. New York.
- WOODS, R. (1982): «The structure of mortality in mid-nineteenth century England and Wales». *Journal of Historical Geography*, vol. 8, nº 4, págs. 373-394.