

Pautas territoriales de mortalidad en la España de 1860: una reconstrucción y análisis¹

Francisco Muñoz Pradas

Resumen

Las primeras estadísticas demográficas, publicadas a mediados del siglo XIX, resultan de gran utilidad de cara a conocer la geografía de la mortalidad española a finales del Antiguo Régimen. En este artículo se presenta una reconstrucción de los niveles y estructuras regionales y provinciales de la mortalidad en torno a 1860, mediante la aplicación de técnicas indirectas de estimación. Los resultados permiten distinguir: 1) Un contraste entre los territorios del norte —con esperanzas de vida al nacer (e(o)) próximas a los 40 años— y del interior y sur peninsular, con e(o) inferiores a los 25 años. 2) La existencia de cuatro estructuras territoriales de mortalidad diferenciada como consecuencia de las distintas modalidades de interrelación de la mortalidad de la infancia y la adulta. Se discuten las principales diferencias y coincidencias entre estos resultados y los obtenidos en su momento por F. Dopico. De igual modo se evalúa la estabilidad de la geografía de la mortalidad de mediados del siglo XIX a lo largo de la etapa anterior a su transición.

Palabras clave: España siglo XIX, Mortalidad, Pautas territoriales, Métodos de estimación.

Résumé

Les premières statistiques démographiques, publiées au milieu du XIX^e siècle, sont très utiles pour connaître la géographie de la mortalité espagnole à la fin de l'Ancien Régime. Cet article présente une reconstruction des structures et des niveaux régionaux et provinciaux de la mortalité autour de 1860, grâce à l'application de techniques d'évaluation indirectes. Les résultats permettent de dis-

1 Dept. Geografia. Universitat Autònoma de Barcelona. Francesc.munoz@uab.es. Este trabajo se desarrolló en el marco del proyecto DGICYT BEC-2000-0968. Se reconoce la colaboración de la profesora Roser Nicolau en la primera fase de preparación y evaluación de los datos. De cualquier modo, las elaboraciones y resultados presentados aquí sólo son imputables a su autor. Este artículo ha sido evaluado y se agradecen especialmente las observaciones sobre la extensión y estructura de la versión inicial del mismo.

tinguer: 1) Un contraste entre les territoires du nord —avec une espérance de vie à la naissance $e(o)$ tournant autour de 40 ans— et ceux de l'intérieur et du sud de la péninsule, où $e(o)$ est inférieur à 25 ans. 2) L'existence de quatre structures territoriales de mortalité qui se distinguent par les diverses modalités d'interrelation entre la mortalité infantile et la mortalité adulte. On y discute les principales différences et coïncidences entre ces résultats et ceux obtenus par F. Dopico. De la même façon, on y évalue la stabilité de la géographie de la mortalité du milieu du XIX^e siècle tout au long de l'étape antérieure à sa transition.

Mots clés: Espagne XIX^e siècle, Mortalité, Modèles territoriaux, Méthodes d'évaluation.

Abstract

A life expectancy at birth of 30 years for the Spanish population as a whole in around 1860 hides extensive regional variations. Data available from vital statistics and one population census from around 1860 in Spain can be used, after a process of evaluation and data correction, for estimating life tables. This paper introduces a new reconstruction of Spanish geography of mortality in the 19th century. The results show sharp contrast in survival levels among historical regions. We have the northern and north-western corner of the peninsula —Galicia, Asturias and the Basque Country— and the two insular provinces — the Balearic Islands and the Canary Islands where life expectancy values fluctuate between 35 and 40 years, whereas in central and southern Spain the average was 25 years. Spatial variations in mortality structures enable us to discriminate four mortality regions. The northern pattern of mortality presents child mortality below and adult mortality beyond 40 years and above the Spanish average. In the Mediterranean and south-central region, patterns for all probabilities of dying are above the national average, but the Mediterranean regions show lower values than the other territories. There is also an insular pattern in the Balearic Islands and the Canary Islands. The results are also compared with a set of previous estimations made by F. Dopico. The historical stability of these spatial patterns of mortality has been also evaluated.

Key words: Spain 19th century, Mortality, Spatial Patterns, Estimation Techniques.

INTRODUCCIÓN

La transición moderna de la mortalidad en España, a la luz de los indicadores hasta ahora disponibles, debe considerarse un proceso plenamente inserto en el siglo XX. De este modo, y no sólo en este fenómeno, no puede sorprender que suela calificarse de «tradicional» el régimen demográfico vigente en el siglo anterior, a pesar de los primeros atisbos

de modernización demográfica en algunas zonas (Pérez Moreda, 1999; Arango, 1987). Por esta razón, las primeras estadísticas demográficas publicadas a mediados del siglo XIX pueden resultar de gran utilidad de cara a disponer de una imagen completa de la geografía de la mortalidad española a las postrimerías del Antiguo Régimen. Se trata de un objetivo difícil de alcanzar por otra vía, dada la escasez de fuentes estadísticas generales en siglos anteriores y la obvia dificultad que supone la explotación de los registros locales.

El estudio del comportamiento territorial de la mortalidad española en el Ochocientos debe de hacer frente a las dudas sobre la calidad de los primeros datos del movimiento natural y de los censos españoles publicados en la segunda mitad del siglo XIX. Dudas que ya se hicieron explícitas por los responsables estadísticos de la época y se mantuvieron hasta el presente.² En apoyo de las mismas, se ha acostumbrado a señalar las magnitudes de unos indicadores, por ejemplo, en la mortalidad infantil, que, obtenidos directamente de las estadísticas, se consideraban anormalmente bajos para las condiciones demográficas de entonces.

No ha sido hasta el trabajo publicado por el profesor F. Dopico (1987) que, bajo la inspiración de nuevos enfoques metodológicos, aquellas fuentes han recibido un tratamiento renovado, de tal manera que pudieron obtenerse tablas de mortalidad regionales y provinciales centradas en torno al año 1867. Un rasgo básico de esta aproximación lo constituye el uso de unos determinados modelos de mortalidad, en concreto de las «tablas modelo» confeccionadas por A. Coale y P. Demeny (1983). Sí se tiene en cuenta que el mayor interés de los mismos reside en la capacidad de inferir, a partir de la experiencia conocida pautas desconocidas de mortalidad, puede fácilmente comprenderse su gran utilidad de cara a salvar las limitaciones impuestas por las deficiencias existentes en los datos básicos. Esta estrategia metodológica, sin embargo, no es la única posible a la hora de abordar una reconstrucción de la mortalidad territorial del siglo XIX. De hecho, el empleo de las tablas de Coale y Demeny, tanto para representar la mortalidad de las poblaciones contemporáneas como históricas, no ha dejado de estar sometido a crítica, dirigida

2 Véase el recuento de las vicisitudes de las estadísticas históricas de mortalidad en J. Bernabeu Mestre (1992). En la publicación de la Junta General Estadística del año 1863, con los primeros datos del movimiento natural de la población, se dedica gran parte de la presentación a indagar y justificar las dudas sobre la calidad de los datos.

tanto a subrayar las limitaciones derivadas de su propia formulación, como de las dificultades para capturar algunas de las estructuras de mortalidad de determinadas poblaciones.³ En definitiva, al tratarse de modelos de un solo parámetro, por construcción, prima más la variación en los niveles que en las estructuras de la mortalidad lo que termina por imponer «a priori» cierta rigidez al intento de capturar la variabilidad geográfica de su comportamiento.

Una vía alternativa a la anterior sería aquella que partiría de la propia información estadística disponible y, mediante el empleo de las técnicas pertinentes de evaluación, corrección y ajuste de datos, obtendría las tablas de mortalidad deseadas. Se trata de unas metodologías que ya forman parte del instrumental habitual del análisis demográfico y que han sido aplicadas, desde hace décadas, a una muy variada gama de poblaciones con deficiencias en sus datos básicos.⁴ Estas técnicas permiten evaluar el grado de coherencia entre las fuentes demográficas empleadas en la confección de las estimaciones de mortalidad y, según el diagnóstico, introducir las correcciones oportunas. Así pues, el enfoque que anima este trabajo parte de la pretensión de aprovechar los datos estadísticos de la época, sometiénolos, eso sí, a un proceso de depuración —o de reconstrucción— que al final permita esclarecer los rasgos territoriales de la mortalidad española a mediados del siglo XIX.

3 La incompatibilidad entre la mortalidad modelada y la observada se puso en evidencia, por ejemplo, con el examen de las pautas de mortalidad de poblaciones del sudeste asiático (véase N. Goldman 1980) y, posteriormente, con las que se reunieron en la elaboración de las tablas de N.U. para los países en desarrollo (U.N. 1982). Idéntico problema apareció en la comparación de pequeñas poblaciones en algunos estudios antropológicos (por ejemplo, P. Leslie y T. Gage (1989). De igual modo en poblaciones de mortalidad extrema, como evaluó S.Preston et al. (1993). Un ejemplo de algunas discrepancias entre las pautas de cambio en las estructuras de mortalidad de poblaciones históricas y de las tablas modelo A. Coale y P. Demeny en F. Muñoz Pradas (1991).

4 Exposiciones de estos procedimientos se encuentran en manuales dedicados específicamente a técnicas indirectas como el publicado por N.U (1983) y también en obras generales como S. Preston, P. Heuveline y M. Guillot (2001, cap. 10 y 11). Una evaluación y discusión de estas metodologías, incluidas las que aquí se aplicarán, en K. Hill (1984).

2. ESTADÍSTICAS DE MORTALIDAD EN TORNO A 1860: EVALUACIÓN, CORRECCIÓN Y AJUSTE

Los datos básicos empleados en este trabajo provienen de dos fuentes distintas. Por un lado, las estadísticas de defunciones por grupos de edad y para ambos sexos publicadas por la Junta General de Estadística en la «Memoria sobre el movimiento de la población de España 1858-1861» y el Instituto Geográfico y Estadístico en el «Movimiento de la población de España 1861-70». Por el otro, las distribuciones de las poblaciones provinciales y de la población total española por sexo y edad, tabuladas en el Censo de la población de 1860 publicada por aquella mencionada Junta General de Estadística en 1863.

En concreto, la información básica empleada ha consistido en las defunciones de ambos sexos por grupos de edad y para cada una de las provincias de entonces del período 1860-62 y las estructuras demográficas, también en el ámbito provincial correspondientes al censo de 1860.⁵ Sobre la base de estas fuentes se han confeccionado dos grandes conjuntos de tablas de mortalidad para la población total, uno, a escala regional y, el otro, a escala provincial, centrados en torno al mencionado año censal.

Estos datos, desde un punto de vista metodológico, deben ser sometidos a un doble tratamiento, en primer lugar, de evaluación y corrección y, en segundo, de elaboración de las tablas de mortalidad a distinta escala territorial. Una visión de conjunto de las principales limitaciones en la calidad de los datos, los procedimientos de corrección y el tipo de resultados obtenidos se reúne en el cuadro 1.

La tipología de problemas que afecta a los datos básicos resumida en el cuadro 1 está formada por la presentación irregular de los grupos de edades, la mala declaración de la edad, la omisión censal o el subregistro de defunciones. La eventual evaluación y corrección de estos problemas se ha abordado mediante los procedimientos a los que se hace referencia en el cuadro. En este punto se ha distinguido entre las téc-

5 El recuento de esa población está fechado el 25 de diciembre. Como es obvio, no corresponde exactamente a la requerida como representativa de la «población media» del período. Sin embargo, se ha decidido asimilarla a la misma, sin proceder a su desplazamiento. El efecto sobre las estimaciones finales ocasionado por esta falta de ajuste puede considerarse irrelevante.

nicas aplicables a la población de menores de 5 años y las propias de la población adulta. En lo que respecta a las primeras, se trata de una metodología de carácter empírico y diseñada «ad hoc» para este tipo de fuentes.⁶ En esencia, consiste en el ajuste de las dos ecuaciones indicadas en el cuadro 1 que establecen una relación lineal entre cocientes de mortalidad infantil calculados sobre fuentes parcialmente distintas. Esto es, por un lado, las derivadas del Movimiento Natural (MN) de la Población, por el otro, del Censo (CN). Los parámetros « a_1 », « a_2 », « b_1 » y « b_2 » son las incógnitas de las respectivas ecuaciones y se estiman por mínimos cuadrados. Si la integridad de las fuentes está asegurada y el factor de ajuste⁷—que permite pasar de las tasas específicas de mortalidad a los cocientes— es correcto, el coeficiente angular de las ecuaciones (1) y (2) para el conjunto, según se trate, de las provincias o las regiones será equivalente a la unidad. En caso contrario, la desviación de dicha pauta deberá imputarse a deficiencias en los datos básicos.

En lo que concierne a la evaluación de la calidad de los datos de mortalidad adulta, se han empleado técnicas específicas para países con estadísticas demográficas deficientes. En concreto dos son las que se utilizan en este trabajo: la ecuación (3) «Ecuación de crecimiento equilibrado»,⁸ propuesta por W. Brass (Celade 1977: 2-26; United Nations 1983: 139-146) y la ecuación (4) «Método de distribución de las muertes»,⁹ elaborado inicialmente por S. Preston y A. Coale (Preston, Coale et al. 1980, United Nations 1983: 130-139). El empleo de dos métodos para el mismo fin responde al hecho que, aunque se utilicen prácticamente los mismos datos, sus formulaciones analíticas son diferentes. Además,

6 La metodología adoptada en estas páginas ya ha sido expuesta y aplicada en F. Muñoz Pradas (1998).

7 Se trata de la ponderación de las defunciones infantiles producidas en el mismo año calendario de su nacimiento o la proporción de las que suceden en un mismo año calendario respecto a la generación de pertenencia. Aquí se supone que la proporción de defunciones de menores de un año sucedidas el mismo año calendario de su nacimiento es del 66 por ciento.

8 En la ecuación (3) $N(x)$, el número de personas de edad exacta x , y $N(x+)$ el número total de personas de edad x y más. $D(x+)$ es el número total de muertes ocurridas a personas de edad x y más. La ratio $N(x)/N(x+)$ puede ser vista como la «tasa de natalidad» de una población de x y más años de edad, de igual modo $D^*(x+)/N(x+)$ sería ahora la «tasa de mortalidad» de la misma población. « r » es la tasa de crecimiento de la población.

9 En la ecuación (4) $N^*(x)$ expresa el total de individuos de edad x en una población estable con una tasa de crecimiento conocida r , equivalente al total de defunciones $D(a)$ acumuladas desde esa edad x hasta la edad final a .

CUADRO 1. Datos y pautas generales de tratamiento y corrección de la información estadística en torno a 1860

DATOS Y FUENTES	CENSO DE POBLACIÓN 1860	ESTADÍSTICAS DE DEFUNCIONES (Movimiento Natural de la Población 1860-62)
PROBLEMAS	Grupos irregulares de edad <1, 1-5, 6-10, ..., 20, 21, 22, ..., 26-30, 31-40, 41-50, ..., 81-85, 86-90, ..., 100+ Mala declaración de la edad y omisión censal	Grupos irregulares de edad <1, 1-5, 6-10, 11-15, ..., 21-25, ..., 51-55, ..., 86-90, 91, 92, 93, ..., 100+ Mala declaración de la edad y subregistro de las defunciones
EVALUACIÓN Y CORRECCIÓN	Redistribución de los grupos: interpolación fórmula de Sprague Evidencia de la presencia de efectos de la mala declaración de edad y omisión censal en la aplicación de metodologías de estimación subregistro de las defunciones	Redistribución de los grupos: interpolación fórmula de Sprague Estimación del subregistro de menores de 5 años: a partir de relaciones empíricas entre cocientes computados de fuentes distintas. Ecuaciones: (1) $q_{(0)}^{ANV(t)} = a_1 + b_1 q_{(0)}$ (2) ${}_4q_{(1)}^{ANV(t)} = a_2 + b_2 (4) q_{(1)}^{CNV(t)}$ Estimación del subregistro de la mortalidad adulta: a partir de relaciones establecidas en poblaciones teóricas. Ecuaciones: - Crecimiento Equilibrado de Brass. (3) $\frac{N(x)}{N(x+1)} = r + \frac{1}{c} \frac{D^*(x+1)}{N(x+1)}$ - Distribución de las Defunciones de Preston y Coale. (4) $N^*(x) = \sum_{t=x}^w D(a) \exp(r(a-x))$
RESULTADOS	Aplicación de factores de corrección Grupos regulares de edad <1, 1-4, 5-9, ..., 70-74, 75+ Estimaciones omisión censal menores de 5 años. Cuadro 3.	Aplicación de factores de corrección Grupos regulares de edad <1, 1-4, 5-9, ..., 70-74, 75+ Estimaciones de subregistro de las defunciones de menores de 1 año y entre 1 y 4 años cumplidos y factores de corrección asociados. Cuadros 3 y 4. Estimaciones de subregistro defunciones mayores 15 años y de factores de corrección o ajuste de tasas específicas de mortalidad. Cuadro 8.

como los estudios comparados muestran, responden de forma distinta a las alteraciones en sus supuestos teóricos y a las irregularidades en la calidad de los datos.¹⁰ Con todo ello se pretende obtener una mayor garantía de cara a la evaluación y posterior ajuste de las estadísticas de mortalidad en estos grupos de población.

En lo que respecta al procedimiento seguido en la obtención de las tablas de mortalidad regional y provincial en torno a 1860, la metodología básica adoptada es la convencional. Esto es, se partirá de las tasas específicas de mortalidad y se convertirán en cocientes¹¹ para, a continuación, generar el resto de funciones de una tabla de mortalidad y obtener las correspondientes estimaciones de la esperanza de vida a distintas edades, siempre para la población total. Las novedades introducidas en esta secuencia son dos. En primer lugar, la necesaria utilización de los factores de corrección por subregistro, estimados tanto para la mortalidad adulta como infantil a partir de las metodologías expuestas. En este punto debe dejarse constancia que habida cuenta que por un lado, los efectos del tamaño y del comportamiento migratorio pueden introducir distorsiones en los cálculos y, por el otro, que ante la azarosa historia demográfica peninsular de finales del siglo XVIII y primera mitad del XIX, se ha decidido ajustar la estimación de los niveles de cobertura de las estadísticas de defunciones a las regiones históricas y emplear los factores finales de corrección, no sólo con las mismas, sino también con las provincias que las forman.

En segundo lugar, la corrección o ajuste final de la tabla de mortalidad inicial —obtenida a partir de los datos básicos— se llevará a cabo sobre base de una tabla modelo específica mediante la aplicación del sistema de mortalidad de Brass (Brass, 1971). Este modelo establece una relación lineal entre las transformaciones *logit* de las funciones de sobrevivientes de dos tablas cualesquiera de mortalidad. A partir de esta propiedad se ha diseñado una estrategia de carácter jerárquico, presentada en el cuadro 2, y que permite garantizar la coherencia e interrelación del conjunto final de tablas de mortalidad. Este cuadro muestra como —en un primer paso— la tabla modelo de mortalidad corresponde a la de la mortalidad española¹² (Y_{ESP}). A partir de ella se

10 Especialmente véase al respecto el análisis sistemático realizado por M. Salhi (1987).

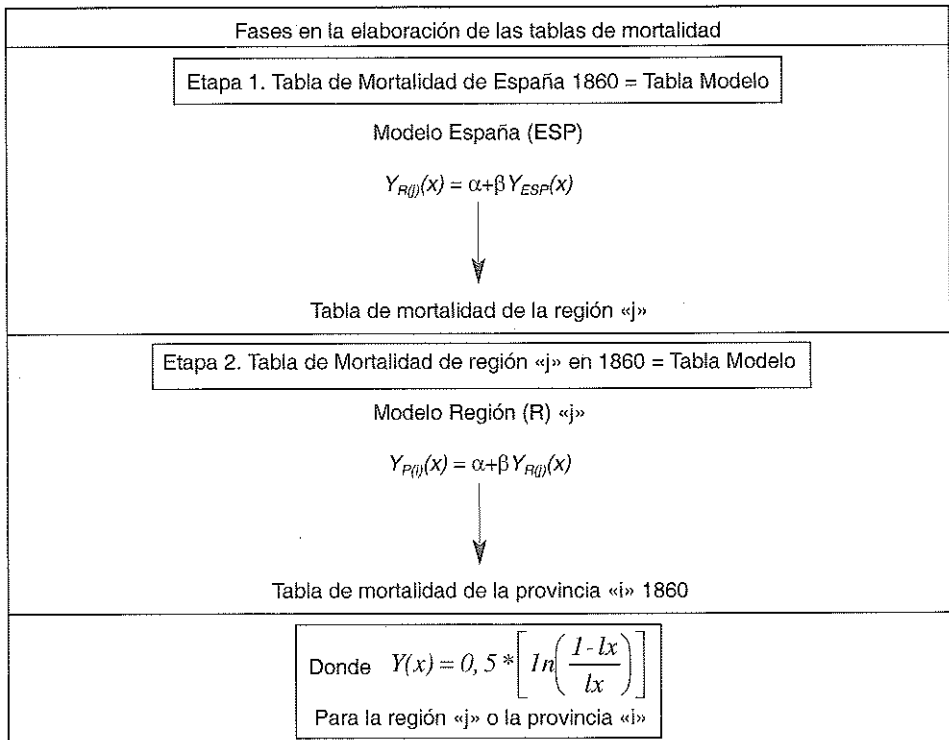
11 Las tasas específicas de mortalidad de mayores de 5 años ${}_{(5)}m_{(x)}$ se han transformado en cocientes ${}_{(5)}q_{(x)}$ mediante la expresión: ${}_{(5)}q_{(x)} = 1 - \exp(-5 \cdot {}_{(5)}m_{(x)})$.

12 Corregida con procedimientos semejantes a los reseñados más arriba. Véase la función de sobrevivientes de la tabla de mortalidad española en el anexo final.

pueden generar las tablas regionales (Y_R). En un segundo paso, estas últimas pasan a ser las respectivas tablas modelos (Y_R) de las que obtendrán las correspondientes tablas provinciales (Y_P). En un paso y otro, las tablas de mortalidad se confeccionan a partir de los parámetros alfa y beta estimados al ajustar la función de sobrevivientes de cada tabla respecto al modelo adoptado. En este sentido, pues, las tablas finales pueden considerarse unas tablas «predecidas» de mortalidad, lo que obliga a la revisión de los cocientes de mortalidad corregidos originales. Como consecuencia de este procedimiento la tabla de mortalidad del conjunto de la población española no será exactamente el promedio de las tablas regionales, de igual modo que cada tabla regional tampoco lo es respecto a las tablas provinciales que contiene.

CUADRO 2

Metodología de confección de las tablas regionales y provinciales de mortalidad. España 1860-62



Dentro de estas consideraciones metodológicas queda, por último, reseñar que las estimaciones de la mortalidad infantil corresponden a cocientes o tasas «legales», esto es, obtenidas a partir de las definiciones estadísticas de la época. No se ha aplicado, por tanto, ninguna estimación adicional sobre las defunciones de los menores de 24 horas que, como es sabido, se han excluido tradicionalmente en las estadísticas españolas sobre las defunciones (y los nacimientos). Obviamente esta circunstancia tendería a ocasionar una subestimación respecto la mortalidad infantil corregida, la magnitud de la cual parecería situarse en torno al 4 o 5 por ciento, según estimaciones de Pascua (Gómez Redondo 1992:9). Los efectos de esta diferencia sobre las esperanzas de vida al nacer se traducirían en magnitudes entre 0,25 y 0,45 décimas de año.

CUADRO 3

Regiones históricas españolas en 1860-62
Niveles de subregistro y omisión censal totales relativos a la mortalidad de los menores de cinco años (Valores en porcentajes)

	Subregistro			Omisión	
	Nacimientos	Defunciones	Defunciones	Población	Población
		< 1año	1- 4 años	< 1año	1- 4 años
Media	11,57	39,21	27,49	26,64	16,25
D.E	2,87	9,59	8,2	6,75	8,04
C.V	24,85	24,45	29,83	25,34	49,48

D.E: Desviación estándar, C.V: Coeficiente de variación.

FUENTE: Elaboración propia a partir estadísticas MNP 1858 a 1870 y Censo 1860.

En el cuadro 3 se reproducen, para el conjunto de las regiones históricas, los valores medios, las desviaciones estándar y los coeficientes de variación de los niveles de subregistro y omisión de la mortalidad de los menores de 5 años. Como puede apreciarse en este cuadro, con la excepción del grupo de población entre uno y cuatro años cumplidos, la variabilidad en los niveles de calidad de los datos es muy próxima, apuntando, con ello, a un cierto grado de homogeneidad territorial en este punto. Este rasgo parece cuando menos razonable, puesto que las malas prácticas o errores en la recogida de datos deberían presentar un cierto nivel común en el conjunto del país, al que podrían incorporarse factores específicos de cada zona. Ahora bien, el examen del comportamiento de estos indicadores en el territorio distribuidos por orden decreciente —cuadro 4— permite introducir algunas matizaciones. Así, en los primeros lugares de las zonas con

mayor incidencia de subregistro de nacimientos —en torno al 15 %— y de defunciones —por encima del 40%— y donde los porcentajes de omisión censal se sitúan alrededor del 30%, se encuentran regiones del norte, como Galicia y Asturias, junto a otras del sur, como Andalucía, Extremadura y Canarias.¹³ Se trata, en todos los casos, de territorios situados por encima de una unidad de desviación estándar de las medias estimadas para el conjunto de regiones. En el otro extremo, en los últimos lugares, ahora una unidad de desviación estándar por debajo, pueden distinguirse, principalmente, zonas tanto del norte —País Vasco-Navarra y Aragón— como del mediterráneo —Murcia y Valencia—.

Sobre la base de las magnitudes obtenidas en el cuadro 5 puede calibrarse mejor el efecto de la calidad de los datos en la estimación de la mortalidad en la niñez. En zonas como Asturias y Galicia, donde los indicadores de mortalidad, sin corregir, ofrecen magnitudes muy bajas para la época, se han detectado altos porcentajes de subregistro de nacimientos y defunciones y de omisión censal. En cambio, en el País Vasco y Navarra, con cocientes de mortalidad más elevados, la calidad global de los datos parece relativamente más aceptable. En el caso de las dos primeras regiones del norte más arriba mencionadas, a pesar de la intensidad de la corrección a introducir —en torno al 50 por ciento de las muertes de los menores de un año, por ejemplo— se podrá constatar, en el próximo apartado, como siguen manteniendo unos niveles de mortalidad comparativamente menores que los del resto. En esta misma línea, obsérvese como Andalucía combina unos índices de sobrevivencia infantil precarios con unas deficiencias estadísticas también apreciables.

A la vista, pues, de todos estos elementos parece lógico alcanzar una doble conclusión. Esta apunta, por un lado, a la constatación que, de conformidad con lo esperado, la calidad de las fuentes, seguramente distorsionaría la fiabilidad de las estimaciones y, por el otro, que a pesar de lo anterior, las diferencias regionales en los niveles de mortalidad existentes a mediados del siglo XIX serían suficientemente representativas por sí mismas.¹⁴

13 En un estudio sobre la calidad de las estadísticas demográficas de la provincia de Tenerife (E. Burriel 1980), a partir de la explotación completa y comparada del registro civil y el parroquial entre 1871 y 1935, el subregistro de nacimientos se estima en un 16 por ciento, por tanto, no muy lejos del 15 por ciento obtenido en este trabajo. En el caso de las defunciones sus estimaciones son meramente tentativas y lo sitúan entre el 18 y 30 por ciento, superiores al anterior y por debajo del calculado en estas páginas.

14 Conclusión que, lógicamente, generaliza para las regiones la obtenida previamente para las provincias en F. Muñoz Pradas (1998).

CUADRO 4

Regiones históricas españolas (1860-62) según niveles medios de subregistro y omisión estadística en los menores de cinco años (Niveles en orden decreciente)

Subregistro			Omisión	
Nacimiento	Def. < 1 año	Def. 1- 4 años	Pob. < 1 año	Pob. 1-4 años
15%	51%	43%	35%	29%
Asturias Galicia Murcia Canarias	Canarias Galicia Murcia	Asturias Galicia	Canarias Galicia Murcia	Galicia Asturias
14%	48%	36%	34%	24%
Andalucía Valencia	Andalucía Asturias Valencia	Extremadura 31% Andalucía	Asturias 32% Valencia Andalucía	Extremadura 21% Andalucía
12%	41%	30%	28%	18%
León	León	C. La Nueva P.Vasco-Nav.	León	León
10%	34%	27%		17%
C. La Nueva Cataluña	C. La Nueva Cataluña	León 25% Baleares	23% Cataluña C. La Nueva	Baleares 16% Cataluña C. La Vieja
9%	31%	24%	21%	14%
Extremadura P.Vasco-Nav	P.Vasco-Nav Extremadura	C. La Vieja Cataluña	P.Vasco-Nav Extremadura	Canarias
8%	27%	21%	18%	13%
Aragón Baleares C. La Vieja	Aragón Baleares C. La Vieja	Canarias	Aragón Baleares C. La Vieja	Murcia Aragón
		19%		10%
		Aragón Murcia		Valencia

FUENTE: Elaboración propia a partir estadísticas MNP 1858 a 1870 y Censo de Población 1860.

CUADRO 5
 España 1860-63: estimaciones de mortalidad menores 5 años.
 Regiones históricas.
 Datos sin corregir

Regiones	(1)q(0) p.mil	(4)q(1) p.mil
Andalucía	171,69	270,07
Aragón	192,92	259,29
Asturias	77,51	59,00
Baleares	146,86	165,11
Canarias	165,06	114,24
C. La Nueva	223,40	275,64
C. La Vieja	199,20	244,23
Cataluña	167,99	228,22
Extremadura	225,33	280,70
Galicia	103,81	92,64
León	171,82	186,24
Murcia	162,52	238,06
Valencia	176,31	268,02
P. Vasco-Navarra	125,28	152,61

FUENTE: Elaboración propia a partir estadísticas del período.

Los resultados de las estimaciones de los niveles de cobertura¹⁵ de la mortalidad adulta —mayores de diez años— se presentan en el cuadro 6. Una primera observación de los mismos permite apreciar una relativa proximidad entre los valores obtenidos con estas dos metodologías. La media de todas las estimaciones es de un 81 por ciento para las derivadas del planteamiento de Preston-Coale y de un 92 por ciento para el de Brass, con una diferencia, por tanto, del 11 por ciento entre ambos procedimientos. Ambos porcentajes vienen a indicar que, para el conjunto de informaciones estadísticas por encima de los quince años de edad, la concordancia entre las dos fuentes estadísticas empleadas —estadísticas del movimiento natural y del censo— podría considerarse relativamente aceptable para la época.

15 El nivel de cobertura se mide a través del porcentaje estimado de las defunciones inscritas en los registros. El valor complementario, respecto al cien por cien de esta magnitud, constituye el nivel de subregistro.

CUADRO 6

Estimaciones de los niveles de cobertura del registro de defunciones adultas.
Estadísticas de mortalidad de 1860-62 (Valores en porcentajes)

Regiones	Método Preston-Coale	Ecuación de Brass		(4) Diferencia cobertura (2)-(1)
	(1) Cobertura registro	(2) Cobertura registro	(3) Tasa crecimiento (%)	
Aragón	77	94	1,21	17
Andalucía	84	98	1,09	14
Asturias	73	79	0,99	6
Baleares	85	98	0,90	14
Canarias	72	100	1,62	28
C. la Nueva	76	94	0,82	18
C. la Vieja/León	73	96	1,07	23
Cataluña	92	98	1,15	6
Extremadura	85	99	1,05	14
Galicia	81	85	0,79	4
Murcia	77	75	0,71	2
Valencia	97	94	0,67	3
P.Vasco/Navarra	81	84	0,81	3
Media	81	92	0,98	11

FUENTE: Elaboración propia a partir estadísticas MNP 1858 a 1870 y Censo 1860.

Estos resultados ponen de manifiesto como las estimaciones del grado de cobertura de la estadística de defunciones resultan sistemáticamente superiores a través de la ecuación de Brass que de la metodología de Preston-Coale. Esta tendencia concordaría con las conclusiones de los análisis comparativos de las dos técnicas (Preston, Coale et al. 1980, Salhi 1987). De igual modo sucede con la tasa de crecimiento donde, de nuevo, es más elevada en el promedio de la ecuación de Brass que la calculada por distintos autores a partir de las fuentes censales (véase cuadro 7).

El conjunto de los porcentajes de cobertura permite constatar la existencia, para la misma región, de valores convergentes en un caso y divergentes en otro. Esto obliga, en consecuencia, a elaborar con más detalle una argumentación que conduzca a una selección de los niveles definitivos de los mismos, a partir de los que generar los correspondientes factores de corrección¹⁶ de las tasas específicas de mortalidad.

16 El factor de corrección de cada región se trata de la magnitud aplicada a las defunciones de cada tasa específica de mortalidad, con objeto de corregir su grado de subregistro respecto la población computada en el denominador.

CUADRO 7

Tasas de crecimiento en regiones históricas españolas en diferentes períodos
(por cien habitantes)

Regiones	1797-1857	1787-1860
Andalucía	0,72	0,70
Aragón	0,49	0,77
Asturias	0,61	0,61
Baleares	0,57	0,58
Canarias	0,50	0,48
Castilla la Nueva	0,31	0,40
Castilla la Vieja/ León	0,41	0,42
Cataluña	1,10	1,01
Extremadura	0,84	0,73
Galicia	0,74	0,40
Murcia	0,70	0,79
Valencia	0,69	0,66
P. Vasco/Navarra	0,56	0,44
Media	0,63	0,61

FUENTE: Tasas de crecimiento entre 1797 y 1857 estimadas por V.Pérez Moreda (1985). Tasas entre 1787 y 1860 estimadas por M.Livi-Bacci (1985).

En este punto, el examen más detallado de los datos permite distinguir la presencia de dos grandes agrupamientos, definidos respecto a la media de la diferencia entre los niveles de cobertura de las defunciones estimados por las dos metodologías, situada en el 11 por ciento. El primero estaría formado por las seis regiones con niveles más próximos entre sí, iguales o inferiores al 6 por ciento. El segundo, comprendería a aquellos territorios —siete regiones— con magnitudes más distantes, en este caso, iguales o superiores al 14 por ciento. En términos geográficos implica a dos grandes bloques bien diferenciados. El primero, formado por las regiones del norte y el levante, y el segundo por las del centro y sur de la península, además de las provincias insulares. Muy probablemente, estas diferencias expresan las dispares historias demográficas de estas regiones desde finales del siglo XVIII y a lo largo de la primera mitad del XIX, más convulsa en las del interior y el sur, que terminan por afectar a los resultados de la metodología empleada.¹⁷

17 Crisis de mortalidad de diferente etiología se suceden entonces, descripción de las mismas se encuentra en los estudios sobre población española de J. Nadal (1984) y V. Pérez Moreda (1980). Uno de los episodios de crisis con un impacto demográfico regional es la guerra de la Independencia (1808-14), véase al respecto el trabajo de E. Canales (2002).

En la decisión respecto al factor de corrección a aplicar un criterio razonable podría ser el sustentado en el doble requisito de corresponder, por un lado, a estimaciones del nivel de subregistro por ambas metodologías muy próximas entre sí y, por el otro, a tasas de crecimiento estimadas verosímiles para el período de referencia. Cuando ambas condiciones se cumplen, un promedio de los dos niveles de cobertura sería la vía más rápida para alcanzar un valor numérico final. En los otros casos, el examen de la tasa de crecimiento obtenida con la ecuación de Brass y su correspondencia con la estimada a partir de las estadísticas históricas (cuadro 7) podría tomarse como criterio último de decisión. En la medida que aquella tasa esté muy alejada de la histórica podría ser razonable prescindir del nivel de subregistro asociado. En este punto cabe apelar a los resultados de los estudios comparativos y evaluaciones de la metodología de Preston-Coale, que muestran, de manera sistemática, como al emplear en la ecuación tasas de crecimiento muy elevadas, los niveles de cobertura tienden a incrementarse con la edad y, así alcanzar, e incluso sobrepasar, en el promedio, el cien por cien de registro de las defunciones, lo que, obviamente, es un resultado anómalo (U.N, 1983:131).

En lo que concierne a regiones con porcentajes estimados de cobertura del registro de defunciones relativamente próximos (iguales o inferiores al 6 por ciento), Cataluña, Galicia, Valencia y Murcia ofrecen unas tasas de crecimiento cercanas a las observadas históricamente, mientras que las del País Vasco y Navarra y Asturias resultan más alejadas, especialmente la de esta última zona. Efectuar el promedio de los niveles de cobertura de las primeras y adoptar la estimación del procedimiento de Preston-Coale sería el criterio a aplicar en este grupo.

Las regiones con porcentajes de cobertura del registro de defunciones muy discordantes, como es el caso de Aragón, Andalucía, Baleares, Canarias, Extremadura y ambas Castillas resaltan por contar con tasas de crecimiento asociadas muy elevadas, incluso extremas y, por tanto, muy alejadas de las históricas, como puede contrastarse observando el cuadro 7. Aquí, en conformidad con el criterio adoptado más arriba, la adopción del nivel de cobertura más bajo parece la respuesta más razonable y ajustada a las probables condiciones demográficas de la época.

Así, al final, llegaríamos al cuadro adjunto —cuadro 8— en el que se reúnen los factores de corrección adoptados para cada una de las regiones y que se aplicarán a las tasas específicas de mortalidad por encima de los 15 años de edad.

CUADRO 8

Niveles de cobertura y subregistro final de las defunciones
y factores de corrección de la mortalidad adulta

Regiones	Cobertura (%)	Subregistro (%)	Factor de corrección
Andalucía	84	16	1,20
Aragón	77	23	1,29
Asturias	73	27	1,37
Baleares	85	15	1,18
Canarias	72	28	1,39
C. la Nueva	76	24	1,32
C. la Vieja /León	73	27	1,37
Cataluña	94	6	1,06
Extremadura	85	15	1,18
Galicia	80	20	1,25
Murcia	76	24	1,32
Valencia	95	5	1,05
P.Vasco/Navarra	82	18	1,21

Factor de corrección=(1/cobertura)*100

FUENTE: Elaboración propia a partir resultados Cuadro 6.

La geografía de la calidad de las estadísticas de defunciones que describen estos factores muestra una mayor concentración de sus deficiencias en los territorios atlánticos del norte, el interior peninsular —ambas Castillas y Aragón—, Murcia y las islas Canarias, con porcentajes de subregistro entre el 20 y 28 por ciento. En el otro extremo, en el área mediterránea se encontrarían las zonas de mayor concordancia estadística entre las fuentes, como Cataluña y Valencia, con bajos niveles de subregistro, entre el 5 y el 6 por ciento. En una escala de calidad intermedia, el resto de regiones, Andalucía, Extremadura, País Vasco y Baleares, donde aquel nivel se situaría entre el 15 y el 18 por ciento. Aunque las estimaciones finales de mortalidad se analizan en el apartado siguiente puede señalarse ahora que, de igual modo a como se apreciaba en el análisis de las estadísticas de defunciones por debajo de los cinco años, tanto zonas de alta como de baja mortalidad general combinan la presencia de niveles de subregistro muy próximos entre sí. De nuevo, pues, las deficiencias en las estadísticas básicas aunque seguramente afectan la cuantificación de los niveles de mortalidad, muy probablemente, no llegarían a distorsionar el sentido de las diferencias territoriales existentes.

3. PAUTAS TERRITORIALES DE MORTALIDAD HACIA 1860

El cuadro 9 reúne algunos indicadores básicos correspondientes a las tablas de mortalidad de las regiones históricas españolas en torno a 1860. 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 comprende ambas Castillas, Andalucía y Extremadura. Es en Castilla la Nueva donde se encuentra la menor esperanza de vida del conjunto de regiones, 23,5 años que respecto a Asturias, con la más elevada, casi 42 años, situaría el recorrido de este indicador sintético, en torno a los 18 años, a mediados del siglo XIX.

CUADRO 9

España 1860: Esperanzas de vida y cocientes de mortalidad de menores de cinco años en las regiones históricas

<i>Regiones</i>	<i>e(0)</i>	<i>Orden</i>	<i>(1)q(0)</i> <i>por mil</i>	<i>Orden</i>	<i>(4)q(1)</i> <i>por mil</i>
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

FUENTE: Tablas de mortalidad regionales (v. Anexo).

En la Europa occidental, a mediados del siglo XIX, la distancia entre los países de mayor —al sur— y menor mortalidad —en el norte— supondría una magnitud «grosso modo» de 11 a 12 años (Lee 1979). Pero diferencias de esa cuantía, o superiores, se registrarían también en el interior de cada país. Así en el caso de las poblaciones más próximas geográficamente a la española, como la francesa, se estima que hacia 1860, cuando la expectativa de vida de la población femenina rondaba los 39 años, entre el departamento de mayor y el de menor mortalidad se computaba una distancia de 27 años (Bonneuil, 1997:189). En la Inglaterra y Gales de 1861, analizada por R. Woods (1982), el noventa por ciento de la población residía en distritos censales situados entre los 35 y los 50 años de esperanza de vida y, en la Italia de 1870, el recorrido del mismo indicador, a escala regional y para la población femenina, era de 10 años (Del Panta 1996).

Lamentablemente es muy limitado el número de tablas de mortalidad elaboradas para poblaciones del siglo XIX a escala local o comarcal, sin embargo, algunas de las disponibles pueden certificar el sentido de los contrastes territoriales señalados.¹⁸ 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).

En cuanto a la distribución geográfica de la mortalidad infantil, la columna correspondiente del cuadro 8 permite verificar, conforme a lo esperado, como 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 cocien-

18 Una panorámica de estimaciones de mortalidad a partir de monografías locales y comarcales puede encontrarse en M. Ardit (1999).

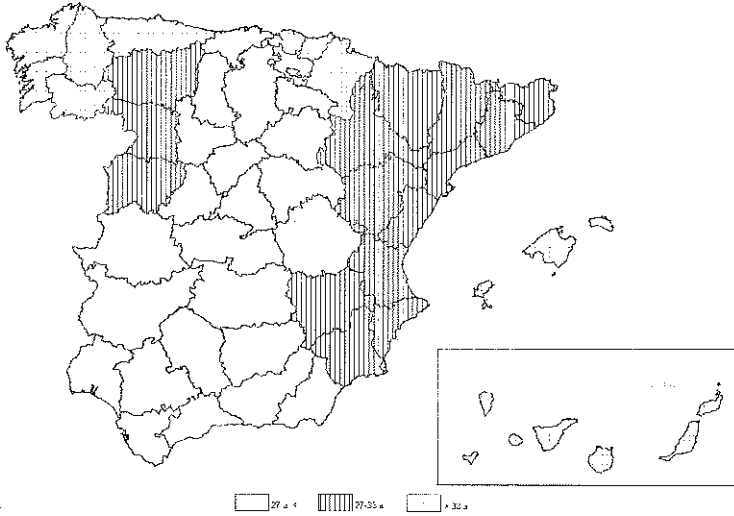
te se sitúa entre las 132 y las 175 defunciones por cada mil nacidos y los del centro y sur, donde llegaría a alcanzar una magnitud del 300 por mil. Se trata de una distribución territorial que puede considerarse concordante con los resultados de una variada gama de monografías locales (Reher, Perez Moreda y Bernabeu Mestre 1997). 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)—, presente en 8 de las 13 regiones históricas, correspondiendo la mayor parte de aquellas a las ribereñas del Mediterráneo.

A escala provincial —mapa 2— puede apreciarse como 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, donde Huelva, Málaga o Almería, representarían 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, donde las esperanzas de vida se sitúan 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. Este sería el caso de provincias como Madrid, Cádiz o Álava, con esperanzas de vida por debajo del resto de provincias de la región.

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 resulta algo distinta de la obtenida hasta aquí. 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 comprendida por gran parte de C. La Vieja y León —en la Meseta norte— a la que seguiría la de los territorios del centro y sur peninsular, con C. La Nueva, Extremadura y Andalucía, en la que la mortalidad adulta sería más intensa.

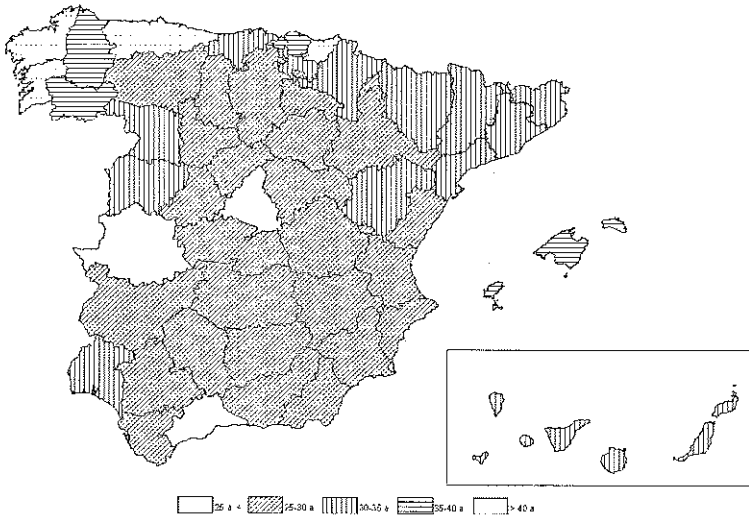
MAPA 1
España 1860

Distribución esperanza de vida al nacer. Regiones históricas



MAPA 2
España 1860

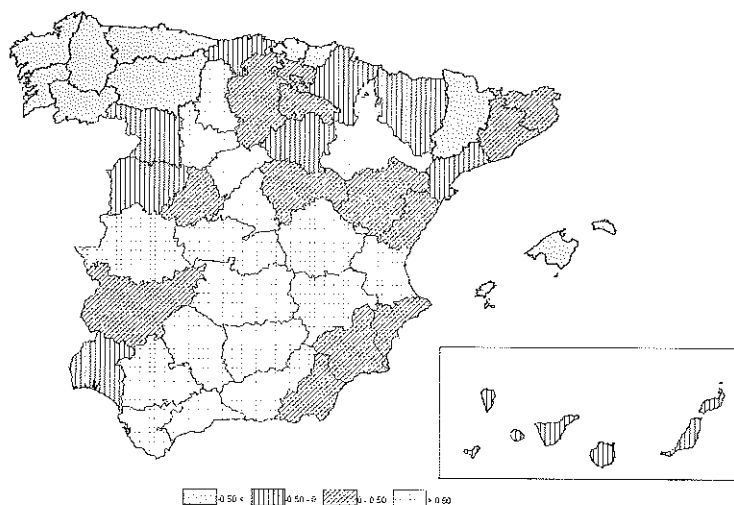
Distribución esperanza de vida al nacer. Provincias



FUENTE: Elaboración propia a partir tablas de mortalidad provinciales y regionales.

MAPA 5

Análisis factorial de las tablas de mortalidad en España (1860-62).
Distribución provincial del segundo factor



FUENTE: Elaboración propia a partir de tablas de mortalidad provinciales.

CUADRO 11

Promedios de la diferencias entre cocientes de mortalidad de las pautas territoriales y de la española

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

FUENTE: Elaboración propia a partir de tablas de mortalidad provinciales.

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.

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.

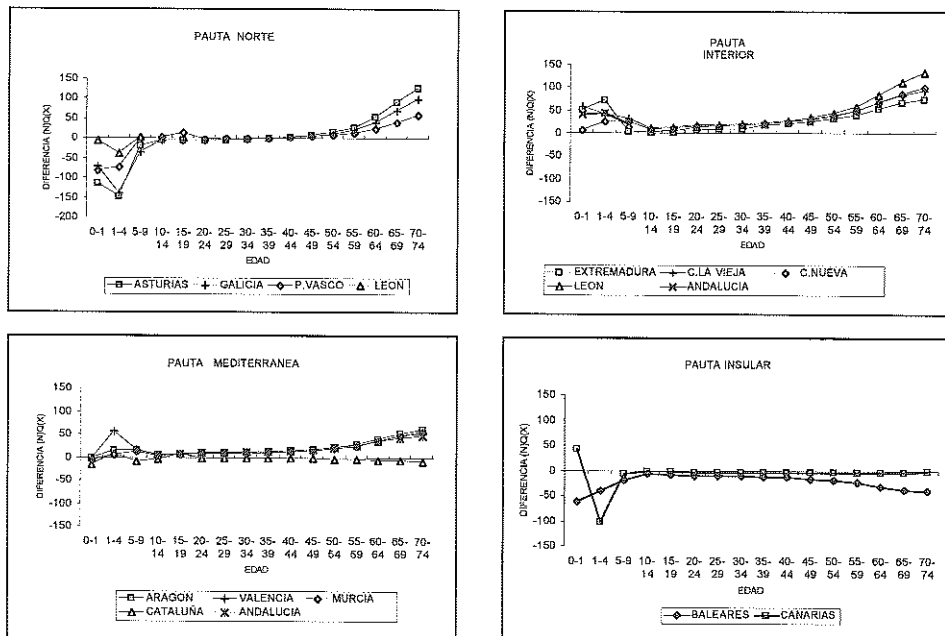
4. Pauta «Insular». Ambas provincias insulares presentan unas estructuras de mortalidad en las que, por una parte, se aprecian diferencias en el comportamiento de la mortalidad infantil. Así las islas Canarias reúnen unos niveles superiores a la media y próximos a los del sur peninsular. Por la otra, 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.

No puede cerrarse esta presentación de nuevas estimaciones sin la comparación respecto a las obtenidas por F. Dopico. En el cuadro 12 se reúnen esperanzas de vida a diferentes edades para las regiones históricas, que permiten apreciar dos de los rasgos distintivos de la presente reconstrucción de la mortalidad regional española a mediados del siglo XIX. De un lado, el mayor rango de variación territorial de los niveles de mortalidad; del otro, una reorientación de sus pautas de distribución geográfica, particularmente entre las zonas con niveles menores de sobrevivencia.

El primer aspecto puede ilustrarse, tanto en términos de las esperanzas de vida, como de los cocientes de mortalidad. En el cuadro 12, la comparación entre las desviaciones estándar de las esperanzas de vida para los dos conjuntos de tablas permite constatar como, en todas las edades seleccionadas, la cuantía de las mismas es siempre más elevada entre las nuevas estimaciones. De igual modo, los promedios y, en particular, las desviaciones típicas de los cocientes de mortalidad de las

tablas regionales computados en el cuadro 13, reiteran la existencia de una sistemática mayor dispersión en todos los grupos de edad de las nuevas tablas presentadas en este trabajo.

GRAFICO 1
Pautas territoriales de mortalidad en la España de 1860



FUENTE: Elaboración propia a partir tablas de mortalidad regionales.

En cuanto al segundo aspecto, la última columna del cuadro 12 ilustra los cambios en la geografía de la mortalidad derivados de las nuevas estimaciones. En concreto dos son las discrepancias principales. Así, en primer lugar, puede señalarse la reducción en las expectativas de sobrevivencia al nacer, además de las Baleares, en Andalucía, Castilla la Nueva y Extremadura, entre tres y cinco años inferiores a las estimadas por Dopico. En cambio, en segundo lugar, en el norte peninsular, las nuevas tablas apuntan para Galicia, Asturias, P.Vasco y León unos niveles, de 3,5 a 5 años superiores a los contabilizados en las tablas anteriores.

CUADRO 12
Mortalidad regional española s.XIX.
 Comparación de niveles de mortalidad a mediados de siglo

Regiones	Tablas de Dopico			Nuevas Tablas			Diferencias e(0)Nuevas- e(0)Dopico
	e(0)	e(11)	e(26)	e(0)	e(10)	e(25)	
Andalucía	30,60	44,00	33,73	25,36	43,09	32,84	-5,24
Aragón	25,50	41,30	31,16	28,18	43,35	32,93	2,68
Asturias	37,20	47,00	36,55	41,71	45,72	34,11	4,51
Baleares	41,70	46,40	35,61	37,30	49,88	38,10	-4,40
C.Nueva	28,50	41,70	31,81	23,51	40,82	31,00	-4,99
C.La Vieja	26,70	41,70	31,81	26,27	41,37	31,33	-0,43
Cataluña	29,60	43,20	33,22	31,26	46,60	35,85	1,66
Extremadura	27,40	42,60	32,10	24,30	42,89	32,15	-3,10
Galicia	34,80	46,00	35,41	39,95	45,78	34,28	5,15
León	25,90	41,40	31,51	29,43	41,42	30,88	3,53
Murcia	31,40	44,20	33,53	28,93	43,76	33,24	-2,47
Valencia	29,00	43,10	32,56	26,61	43,07	32,71	-2,39
P.Vasco/Navarra	31,51	44,55	34,09	36,05	44,97	34,69	4,54
Dev. Est.	4,53	1,87	1,65	5,94	2,41	1,98	

FUENTE: Elaboración propia a partir de estimaciones propias y Dopico (1987).

CUADRO 13
España a mediados del siglo XIX.
 Comparación de estructuras de mortalidad.
 Medias y desviaciones estándar de los cocientes de mortalidad

Grupos de edad (*)	Media	D.E.	Media	D.E.
	Tablas de F. Dopico		Tablas Nuevas	
0-1	241,0	30,66	249,0	52,90
1-4	251,8	51,66	231,8	68,86
5-9	55,7	10,60	81,0	17,24
10-14	30,3	5,15	27,4	5,36
15-19	39,0	4,15	34,7	6,84
20-24	51,3	4,85	49,7	9,69
25-29	50,9	4,16	49,3	9,63
30-34	55,9	5,27	54,2	10,59
35-39	68,0	7,34	64,0	12,97
40-44	85,2	12,93	73,5	14,41
45-49	99,2	15,07	91,7	17,79
50-54	117,1	16,21	114,9	21,92
55-59	148,8	19,29	153,0	28,32

D.E desviación estándar.

(*) Los grupos de edad en las tablas de F. Dopico terminan en dígitos como "0" y "5", ejemplo: 1-5,6-10,11-15, 16-20, etc.

FUENTE: Elaboración propia a partir de tablas publicadas en Dopico(1987) y estimaciones propias.

Esta discusión numérica no debería ocultar, a la postre, aquello que tienen de común y de distinto la geografía regional de la mortalidad resultante de cada trabajo. En común, el hecho que, con independencia de los niveles atribuidos, además de las islas Baleares, las regiones del norte contarían, a mediados del Ochocientos, con el régimen de mortalidad más moderado. Distinta es, sin embargo, la jerarquía territorial de las zonas de mayor mortalidad. Mientras del trabajo de F. Dopico se desprende que las regiones con las menores esperanzas de vida, por debajo de los 27 años, se orientarían del interior hacia el norte peninsular con Extremadura, Castilla la Vieja, León y Aragón; en la presente reconstrucción lo harían del centro hacia el sur peninsular al comprender, además de ambas Castillas, Andalucía y Extremadura.

Huelga decir, después de la revisión de este elenco de diferencias, que son las estrategias metodológicas adoptadas por cada autor las que se encontrarían en el origen de las mismas. Muy probablemente obedecen a los procedimientos utilizados en cada caso para tratar los datos defectuosos y a la clase de modelo de mortalidad empleado.

4. A MODO DE CONCLUSIÓN: ALGUNAS CONSIDERACIONES SOBRE LA ESTABILIDAD TEMPORAL DE LA GEOGRAFÍA DE LA MORTALIDAD DEL SIGLO XIX

La experiencia histórica del descenso de la mortalidad supone no sólo el cambio de los niveles de sobrevivencia sino, también, la variación en las pautas espaciales de su incidencia. Desde esta premisa, las disparidades territoriales pre-transicionales 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, al inicio de la moderna transición epidemiológica. En concreto, podría ser útil comprobar el grado de «estabilidad» en la jerarquía territorial de la sobrevivencia durante buena parte del siglo XIX y hasta las tablas regionales de 1910, para escoger la fecha a partir de la que, justamente, aquellas diferencias en el espacio empezarían a difuminarse de manera irreversible (Dopico y Reher, 1998: cap 3).

CUADRO 14

Tasas brutas de mortalidad en regiones históricas españolas s. XVIII-XIX

Regiones	1787 TBM (p.mil)	1860 TBM (p.mil)	Orden	1887 TBM (p.mil)	Orden
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 de datos locales reunidos en I.Moll et al.(1983). Canarias, A.Macias (1991). Castilla la Nueva, M.Livi Bacci y D.Reher (1991), Cataluña: estimación propia a partir de 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, elaboración propia a partir de datos corregidos. Estimaciones de 1887: D.Reher et al. (1993).

CUADRO 15

Esperanzas de vida al nacer en regiones históricas en torno a los años 1860 y 1910

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

FUENTE: Esperanza de vida 1910, Dopico y Reher (1998), esperanza de vida hacia 1860, estimaciones propias.

El cuadro 14 presenta, la distribución territorial de las tasas brutas de mortalidad (TBM) en torno a fechas distintas, finales del siglo XVIII, 1860²² 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, como el número de orden de cada región entre una y otra fecha permanece prácticamente idéntico, con independencia de la tendencia general en los niveles de mortalidad. La posibilidad de disponer de un indicador sintético más refinado, como la esperanza de vida al nacer, permite repetir el análisis ahora para un intervalo más dilatado, de 1860 a 1910 —cuadro 15—. 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 dentro del mismo segmento de referencia. Así, en lo que respecta a las cuatro primeras zonas, de mortalidad relativamente más moderada, aunque en órdenes distintos, 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. En el grupo de regiones con mortalidad más intensa se mantiene a lo largo de este período el formado por ambas Castillas, Extremadura y Andalucía.

Del estudio de estos indicadores parece plausible concluir que, de acuerdo a la hipótesis de estabilidad territorial, la geografía de la mortalidad de mediados del siglo XIX correspondería a la vigente a finales del siglo XVIII y hasta las primeras décadas del siglo XX. En otros términos, la mortalidad en torno a 1860 debería contemplarse más como el testimonio de una pauta territorial antigua que el atisbo de una nueva.

22 Las tasas de mortalidad de 1860 son tasas corregidas a partir de las estimaciones de subregistro de defunciones y omisión censal regionales estimadas en el apartado 2.

ANEXO
MORTALIDAD EN ESPAÑA Y EN LAS REGIONES HISTÓRICAS 1860-62. SOBREVIVIENTES DE LAS TABLAS DE MORTALIDAD AJUSTADAS

Edad	España	Andalucía	Aragón	Asturias	Baleares	Canarias	C. la Nueva	C. la Vieja	Cataluña	Extremadura	Galicia	León	Murcia	Valencia	P. Vasco/ Navarra
0	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000	100000
1	75501	71291	75618	86842	81589	71228	69531	74849	76954	70407	82492	75992	76098	75907	83522
5	57421	51070	56393	78618	65260	61399	49992	55053	57924	48458	73967	60612	57372	53462	69622
10	52894	46024	51114	73790	61257	56910	44372	49262	53788	44425	70735	55685	52163	48310	64165
15	51557	44558	49560	72251	60053	55572	42748	47565	52690	43197	69204	54013	50625	46604	62306
20	50025	42893	47782	70424	58661	54030	40910	45630	50607	41659	67401	52134	48865	45089	59521
25	47786	40489	45197	67633	56604	51765	38270	42828	48405	39537	64672	48019	46298	42605	56908
30	45684	38264	42782	64881	54642	49622	35942	40227	46335	37446	62007	46087	43996	40296	54408
35	43464	35969	40273	61869	52558	47364	33359	37543	44165	35288	59118	43026	41393	37907	51749
40	41049	33473	37521	59362	50212	44847	30682	34624	41761	32294	55804	39659	38641	35299	48757
45	38401	30811	34564	54419	47611	42089	27861	31521	39142	29502	52071	36040	35675	32508	45453
50	35320	27784	31175	49603	44516	38851	24701	28012	36087	26352	47575	31909	32264	28923	41551
55	31778	24403	27360	43841	40858	35093	21240	24131	32566	22867	42236	27306	28408	25754	37008
60	27535	20497	22922	38715	36321	30541	17943	19721	28530	18897	35867	22053	23898	21616	31517
65	22028	15674	17413	27358	30146	24555	12710	14433	22801	14096	27040	16775	18260	16492	24388
70	15568	10398	11367	16818	22411	17427	7924	8940	16259	9013	17187	8974	12036	10883	16202
75	9036	5538	5689	7584	13896	10124	3860	4288	9558	4549	8219	4190	6299	5735	8432

FUENTE: Elaboración propia a partir estadísticas MNP 1858 a 1870 y Censo 1860.

BIBLIOGRAFIA

- ARANGO, J.(1987): «La modernización demográfica de la sociedad española» en NADAL, J., CARRERAS, A., SUDRIA, C.,(Comp) *La Economía española en el siglo XX. Una perspectiva histórica*. Barcelona, Ariel, pp. 201-236.
- ARDIT, M.(1991): «Un ensayo de proyección inversa de la población valenciana (1610-1899)», *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, IX, 3, pp. 27-48.
- ARDIT, M.(1999): «Microanálisis demográfico en larga duración: el caso de España», GONZALEZ PORTILLA, M., ZARRAGA SANGRONIZ, K. (Eds) *IV Congreso de la Asociación en Demografía Histórica*, vol II. Bilbao. Universidad del País Vasco, pp. 253-307.
- 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, pp. 29-30.
- BLANCO CARRASCO, J.P. (1999): *Demografía, familia y sociedad en la Extremadura moderna 1500-1800*. Cáceres, Universidad de Extremadura.
- BLUM, A. y BRINGE, A. (1992): «Mortalité local et générale en France 1670-1829», BLUM, A., BONNEUIL, N. y BLANCHET, D. (Ed) *Modèles de la démographie historique*. Paris, PUF, pp. 11-43.
- BONNEUIL, N.(1997): *Transformation of the French Demographic Landscape 1806-1906*. Oxford, Clarendon Press.
- BRASS W.(1971) «On the Scale of Mortality», BRASS, W., (ed) *Biological Aspects of Demography*, London, Taylor and Francis Ltd, pp. 69-110.
- BURRIEL, E. (1980): «Las deficiencias de las fuentes demográficas: El problema del subregistro en Canarias», *Estudios Geográficos*, 158, Febrero, pp. 15-46.
- CANALES GILI, E. (2002): «El impacto demográfico de la Guerra de la Independencia» en SEGON CONGRES RECERQUES *Enfrontaments civils i posguerres i reconstruccions*, vol. 1, Lleida, Pagès editor, pp. 283-99.
- CELADE (1977) *Cuatro lecciones de William Brass*. Santiago de Chile.
- CLEMENTE FUENTES, L. (1988): *Enfermedad y muerte. Condicionantes económicos, higiénicos y sanitarios en tres pueblos cacereños (1850-90)*. Cáceres.
- CUSSO, X., NICOLAU, R. (2000): «La mortalidad antes de entrar en la vida activa en España», *Revista de Historia Económica*, XVIII, nº 3, pp. 525-552.
- 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, pp. 131-212.
- DOPICO, F. (1987): «Regional Mortality Tables for Spain in the 1860s», *Historical Methods*, 20, 4, pp. 173-178.

- 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*, pp. 221-248.
- GOLDMAN, N. (1980): «Far Eastern Patterns of Mortality», *Population Studies*, 54, 1, pp. 5-19.
- GOMEZ REDONDO, R. (1992): *La mortalidad infantil española en el siglo xx*. Madrid, CIS.
- GONZALEZ UGARTE, M.E. (1994): «Mortalidad e Industrialización en el País Vasco. Vizcaya 1860-1930», *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, XII, 1, pp. 35-53.
- HILL, K. (1984): «An Evaluation of Indirect Methods for Estimating Mortality» en VALLIN, J., POLLARD, J. y HELIGMAN, L. (Ed). *Methodologies for the Collection and Analysis of Mortality Data*. Liège, Ordina, pp. 145-176.
- LEE, W.R. (Ed) (1979): *European Demography and Economic Growth*. London, McMillan.
- LESLIE, P.W. y GAGE, T. (1989): «Demography and Human Population Biology: Problems and Progress», en LITTLE, M. A. y HAAS, J. (Ed) *Human Population Biology. A Transdisciplinary Science*. Oxford, OUP, pp. 15-45.
- 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, pp. 87-108.
- 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, pp. 49-66.
- MOLL, I., SEGURA, A., SUAU, J. (1983): *Cronología de les crisis demogràfiques a Mallorca. Segles XVIII-XIX*. Palma de Mallorca, Instituts d'Estudis Balearics.
- MUÑOZ PRADAS, F. (1991): «Proyección inversa y estimación indirecta de la mortalidad», *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, IX, 3, pp. 67-86.
- MUÑOZ PRADAS, F. (1992): «Nivells i tendències de la mortalitat a les localitats del Penedès (segles XVII-XIX)», *Estudis d'Història Agrària*, 9, pp. 187-222.
- 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, pp. 187-222.
- MUÑOZ PRADAS, F. (2005): «Geografía de la mortalidad española en el siglo XIX: una exploración de sus determinantes», *Boletín de la Asociación de Geógrafos Españoles*, 40, pp. 269-310.
- NADAL, J. (1984): *La Población española (siglos XVI a XX)*. Barcelona, Ariel.
- PEREZ GARCIA, 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, pp. 145-64.

- PEREZ MOREDA, V. (1980): *Las crisis de mortalidad en la España interior. Siglos XVI-XIX*. Madrid, Siglo XXI editores.
- PEREZ MOREDA, V. (1985): «La modernización demográfica, 1800-1930. Sus limitaciones y cronología», en SANCHEZ-ALBORNOZ, N. (Comp.) *La modernización económica de España 1830-1930*. Madrid, Alianza, pp. 25-62.
- PEREZ 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, pp. 7-62.
- PIQUERO, S. (1991): *Demografía guipuzcoana del Antiguo Régimen*. Bilbao, UPV.
- POZZI, L. (2000): *La lotta per la vita. Evoluzione e geografia de la sopravvivenza in Italia fra '800 e '900*. Udine, Forum.
- PRESTON, S., COALE, A., TRUSSELL, J. y WEINSTEIN, M. (1980): «Estimating the completeness of reporting of adult deaths in populations that are approximately stable», *Population Index*, 46 (2), pp. 179-202.
- PRESTON, S., McDANIEL, A. y GRUSHKA, C. (1993): «New Model Life Tables for High-Mortality Populations», *Historical Methods*, 26, 4, pp. 149-159.
- PRESTON, S.H., HEUVELINE, P., GUILLOT, M. (2001): *Demography. Measuring and Modeling Population Processes*. Oxford, Blackwell.
- REHER, D., POMBO, M.N., NOGUERAS, B. (1993): *España a la luz del Censo de 1887*. Madrid, INE.
- REHER, D.S.; PEREZ-MOREDA, V.; BERNABEU-MESTRE, J. (1997): «Assessing 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, pp. 35-57.
- SALHI, M. (1987): *L'évaluation de l'enregistrement des décès par les méthodes pouvant reposer sur le modèle des populations stables*. Louvain, Ciaco.
- UNITED NATIONS (1982): *Model Life Tables for Developing Countries*. New York, United Nations.
- UNITED NATIONS (1983): *Manual X. Indirect Techniques for Demographic Estimation*. New York.
- WOODS, R. (1982): «The structure of mortality in mid-nineteenth century England and Wales», *Journal of Historical Geography*, 8, 4, pp. 373-394.

