

Hijos fallecidos, hijos supervivientes: reconstrucción de las pautas territoriales de mortalidad en la infancia a partir de datos retrospectivos de los censos de 1930 y 1940*

Albert García Soler¹
Fernando Gil Alonso²

Resumen

El presente artículo es una aproximación a los niveles de la mortalidad en la infancia a partir de datos censales retrospectivos sobre fecundidad recogidos en los censos de 1930 y 1940. Aplicando un método de estimación indirecta ideado por Brass, la pregunta a las mujeres alguna vez casadas sobre el número de hijos nacidos vivos y su supervivencia en el momento del censo nos permite, gracias al hecho de disponer de datos provinciales clasificados por duración del matrimonio, establecer una evolución territorial de la supervivencia a diferentes edades entre mediados de 1917 y de 1938. El período en cuestión se inicia y finaliza coincidiendo con las dos grandes crisis de mortalidad del siglo XX, la gripe de 1918 y la Guerra Civil. Entre estos dos momentos se produce un importante crecimiento de los niveles de supervivencia, así como una evolución en los factores que determinan la mortalidad y que repercuten en la distribución geográfica del fenómeno.

Palabras clave: mortalidad, distribución territorial, censos, información retrospectiva, España.

* Este artículo toma como punto de partida la Memoria de investigación *L'estimació de la mortalitat en la infantesa a partir de les dades censals retrospectives sobre fecunditat*, realizada por Albert García Soler (2006) bajo la dirección del Dr. Fernando Gil Alonso. Los autores agradecen los comentarios y críticas recibidas por dos evaluadores anónimos que han mejorado los contenidos del artículo.

1 Centre d'Estudis Demogràfics, Edifici E-2, Universitat Autònoma de Barcelona. 08193 Bellaterra, Barcelona. E-mail: agarcia@ced.uab.es

2 Investigador Juan de la Cierva del Centre d'Estudis Demogràfics, Edifici E-2, Universitat Autònoma de Barcelona. 08193 Bellaterra, Barcelona. E-mail: fgil@ced.uab.es

Abstract

In this paper, we derive child mortality estimates from retrospective fertility data collected by the 1930 and 1940 Spanish censuses. The question on the number of children ever born and on their survival at the time of the census, done to ever married women, and the fact that data was classified by province and by marriage duration, allowed us to reconstruct the territorial evolution of child survival at different ages, between mid 1917 and 1938, by applying an indirect estimation method conceived by Brass. The analysed period started and finished with the two big 20th century mortality crisis in Spain, that is to say, the 1918 flu and the Spanish Civil War. Between these two moments, it was a period with an important increase in the survival levels of children, as well as a period when factors determining mortality underwent a notable evolution influencing the territorial distribution of this phenomenon.

Keywords: mortality, territorial distribution, census data, retrospective information, Spain.

Résumé

Cet article étudie les niveaux de mortalité à l'enfance à partir des données rétrospectives de fécondité recueillies par les recensements espagnols de 1930 et 1940. L'application d'une méthode d'estimation indirecte créée par Brass à partir des questions posées aux femmes mariées au moins un fois à propos du nombre d'enfants nés vivants qu'elles ont eu, et du nombre de ceux qui survivent aux moment du recensement, permet établir une évolution géographique de la survie à différents âges (grâce au fait d'avoir l'information provinciale classifiée selon la durée du mariage des femmes) entre mi-1917 et mi-1938. Cette période commence et finit en coïncidence avec les deux grandes crises de mortalité du XXème siècle en Espagne: la grippe «espagnole» de 1918 et la Guerre civile. Entre ces deux moments les niveaux de survie augmentent rapidement en même temps qu'évo-luent les facteurs qui déterminent la mortalité et qui conditionnent la distribution géographique du phénomène.

Mots clés: mortalité, distribution territoriale, recensements, information rétrospective, Espagne.

1. OBJETIVOS Y MARCO TEMPORAL DE LA INVESTIGACIÓN

El objetivo de este trabajo es el análisis territorial de la evolución de la mortalidad en la infancia a partir de los censos de 1930 y 1940. Ello se realiza mediante unos métodos de estimación indirecta (Naciones Unidas, 1986), basados en el procedimiento ideado por el gran demógrafo William Brass (1964). Éstos permiten calcular los niveles de supervivencia a dife-

rentes edades (hasta los 15 años) a partir de las preguntas censales formuladas a las mujeres casadas y viudas al respecto del número de hijos nacidos vivos que han tenido a lo largo de su vida y la proporción de éstos que sobrevive en la fecha censal (Gil Alonso, 1997, 2005). Podemos estimar así la intensidad de la mortalidad a diferentes edades al atribuir un nivel de mortalidad / supervivencia a una edad media correspondiente a los descendientes de cada grupo de mujeres agregadas en función de la duración su matrimonio³. Se establecen, por tanto, estimaciones de supervivencia desde los 2 años de edad —si nos referimos a los hijos del grupo de mujeres de matrimonio más reciente (0-5 años de casada)— hasta los 15 años de edad para los descendientes de matrimonios más antiguos (21-25 años de casada). Es por ello que no hablamos estrictamente de mortalidad infantil, sino de mortalidad «en los primeros años de vida», «mortalidad precoz» o, sencillamente, «mortalidad en la infancia».

Las estimaciones indirectas a partir de preguntas retrospectivas no gozan de buena reputación respecto a su calidad. Esta mala fama es, en buena parte, injusta (Gil Alonso, 1998, 2005). Además, este tipo de fuentes no ha sido lo suficientemente evaluado respecto a su validez para estimar la mortalidad. La primera tarea consistió, pues, en validar la calidad de las fuentes empleadas mediante un análisis de la consistencia interna y externa de los datos utilizados a nivel provincial.

Una vez efectuada dicha validación y confirmada la calidad de las fuentes utilizadas, el objetivo de este trabajo ha sido establecer una evolución coherente de los niveles de la mortalidad en la infancia a partir de los datos disponibles procedentes de dos censos. Este procedimiento nos ha permitido establecer las pautas del fenómeno a escala provincial entre mediados de 1917 y de 1938. Quedan incluidos en este intervalo los efectos de las dos principales crisis de mortalidad del siglo XX, la gripe de 1918 y la Guerra Civil. Durante estas dos décadas se produce

3 Estos métodos también se pueden aplicar con los datos clasificados por edad de las madres. Se llevó a cabo una primera evaluación de los resultados para los dos tipos de agregación de datos, para el conjunto de España, y se comprobó que los datos clasificados por duración del matrimonio mostraban tendencias más estables (quizás debido a que se elimina en parte el efecto distorsionador del calendario nupcial sobre los datos clasificados por edad) que los datos clasificados por edad de la madre. Se decidió, por tanto, escoger los primeros para realizar este trabajo, eliminando así la posibilidad de utilizar los datos procedentes del censo de 1920, el primero con información censal retrospectiva, que no proporciona resultados por duración nupcial. En todo caso, el trabajo de Gil Alonso (2005) ha demostrado la menor calidad de los datos provinciales de fecundidad del censo de 1920 comparado con los de 1930 y 1940.

un importante aumento de la supervivencia de los infantes a lo largo y ancho del territorio español. Por otra parte, durante estos años se observan las mayores diferencias a nivel provincial respecto a la incidencia de la mortalidad infantil⁴, y se pone fin a la histórica sobremortalidad en las capitales provinciales respecto a las áreas rurales circundantes. Se trata, por tanto, de un período muy interesante y fundamental respecto a la evolución histórica y territorial del fenómeno que aquí se analiza.

2. IMPORTANCIA DE LOS ESTUDIOS TERRITORIALES EN EL MARCO DE LA TEORÍA DE LA TRANSICIÓN SANITARIA

Dentro del contexto de la teoría de la transición demográfica, las investigaciones sobre el declive histórico de la mortalidad se han centrado en el estudio de las causas que determinaron que este proceso se iniciara en unas zonas antes que en otras. Este análisis causal se ha vehiculado inicialmente, por su especial atención al estudio de las causas de muerte, a través de la teoría de la transición epidemiológica⁵ (Omran, 1971), pero el carácter principalmente descriptivo de este marco teórico ha dado lugar a su superación por la teoría de la transición sanitaria o de la salud (Frenk et al., 1991). Ésta incorpora la incidencia de los cambios sociales y de comportamiento, ocurridos de manera paralela a los epidemiológicos, como factores explicativos de la salud, morbilidad y mortalidad de las poblaciones⁶.

4 Según Gómez Redondo (1992), durante el primer quinquenio de los años treinta es cuando el coeficiente de variación de Pearson correspondiente a las tasas de mortalidad infantil de las provincias españolas alcanza los máximos históricos.

5 Según esta teoría, el descenso de la mortalidad sería la consecuencia de un cambio en el patrón de las enfermedades (la etiología) causantes de la morbilidad y de la mortalidad. El debate en torno a los factores causales que provocaron el cambio de patrones etiológicos, y específicamente el declive de las enfermedades infecciosas, ha oscilado de la hipótesis sanitaria (que defiende la mejora de la higiene y de las técnicas y prácticas médico-sanitarias como causa primordial del descenso de la mortalidad) a la teoría alimentaria de McKeown (1976), que prioriza las mejoras en la nutrición y el consecuente aumento de la resistencia a la enfermedad y la muerte de la población, posteriormente criticada por otros autores como Livi Bacci (1998), que apuesta por una hipótesis multicausal en el que la alimentación no jugaría un papel tan relevante.

6 Interesantes reflexiones sobre las aportaciones y limitaciones de los diferentes marcos explicativos de la transición de la mortalidad, la transición epidemiológica y la transición sanitaria se pueden encontrar en Muñoz Pradas y Nicolau Nos (1995) y en Bernabeu y Robles (2000).

Según argumenta Amand Blanes (1996), la mayor contribución de la teoría de la transición sanitaria es la visión evolutiva de los factores de riesgo que ésta aporta. Tal perspectiva permite situar la evolución histórica de la mortalidad de una población en función de su nivel de desarrollo demográfico y social, así como de los comportamientos individuales. Además, permite establecer criterios que nos pueden ser útiles para efectuar comparaciones entre sociedades históricas y contemporáneas, y llevar a cabo estudios territoriales. En definitiva, propone un discurso relativo a la causalidad de la muerte con un elevado contenido social teniendo en cuenta las interacciones entre ésta y el medio.

El análisis de los diferenciales de la mortalidad (edad, sexo, niveles educativos, extracción social o económica, aspectos geográficos...) nos da indicios de cómo el medio y el comportamiento individual incrementan o disminuyen los niveles de exposición a los factores de riesgo, así como la incidencia de éstos sobre la salud de los individuos (mortalidad y morbilidad). Pero las interacciones que se producen entre los múltiples factores, ambientales y sociales, y entre éstos y los comportamientos individuales⁷ son muy difíciles de establecer. Para poder analizar esta interacción entre la salud de los individuos y el medio, lo ideal sería poder disponer de aproximaciones longitudinales a través de biografías individuales y retrospectivas. Eso nos permitiría restablecer relaciones causa-efecto muy precisas. En realidad, los datos de que disponemos son casi siempre cuantitativos y en forma agregada. La escasez de datos de tipo cualitativo y la disponibilidad de series estadísticas cuantitativas⁸ desagregadas espacialmente, que permiten estudiar el

7 El individuo participa en la modificación del entorno pero, simultáneamente, se somete a las consecuencias que su acción provoca en el medio. Por ejemplo, usar la calefacción en invierno tiene efectos beneficiosos en la salud de los usuarios directos, pero la contaminación que se deriva de este uso repercute negativamente en la de toda la colectividad. Otros riesgos, en cambio, son consecuencia directa de decisiones individuales. Nos referimos al tabaquismo, el consumo de alcohol, seguir una dieta poco equilibrada o el sedentarismo.

8 Se pueden realizar también análisis estadístico de carácter multidimensional, pero estos pecan de ciertas limitaciones explicativas. Pueden establecer relaciones, pero no necesariamente de causa-efecto. Además, la disponibilidad de datos acostumbra a ser de calidad deficiente para según que factores. Por ejemplo, en lo que se refiere a los comportamientos individuales o los niveles de contaminación. Por otra parte, no disponemos de las fuentes que hacen referencia a las trayectorias migratorias, con las evidentes distorsiones que esto implica en un análisis que se basa en los efectos del entorno. Finalmente, otro inconveniente del análisis cuantitativo es que no puede discernir la heterogeneidad de las poblaciones que analiza (Blanes, 1996).

calendario y la intensidad del descenso de la mortalidad a nivel regional, provincial o local, ha llevado a la elaboración de multitud de estudios territoriales.

En efecto, a pesar de sus limitaciones, el análisis de las diferencias territoriales de la mortalidad permite contrastar hipótesis epidemiológicas o valorar los diferenciales de los riesgos en función de las características geográficas o sociales de cada territorio. A través del contraste entre poblaciones que viven en territorios diferentes podemos inferir la influencia del medio físico y el contexto social sobre el estado de salud de las personas, o sus niveles de mortalidad.

Análisis causal y análisis territorial han ido, por lo tanto, íntimamente ligados en el estudio de la mortalidad (véase a modo de ejemplo los artículos de Recaño y Esteve (2006) y de Bernabeu et al. (2006) en el último número de la *Revista de Demografía Histórica*) sobre la base de que es el contexto político, económico, social, cultural y medioambiental de un determinado territorio lo que condiciona las prácticas y usos sobre la salud de los habitantes de dicho territorio y, en consecuencia, sus niveles de morbilidad y mortalidad. Este hilo conductor ha dado lugar en nuestro país a múltiples estudios sobre las diferencias de mortalidad — expresadas inicialmente en forma de tasas brutas de mortalidad y posteriormente en las más sofisticadas tasas de mortalidad infantil y esperanza de vida al nacer— a escala regional o provincial, o entre campo y ciudad, que nos han proporcionado un creciente conocimiento de los aspectos espaciales de la transición de la mortalidad en España⁹.

Partiendo de la base de que la interacción entre la evolución demográfica y el contexto geográfico, social, económico y cultural de las poblaciones es aún más estrecha en el caso la mortalidad en la infancia, más expuesta a las influencias del medio, este artículo pretende ser una nueva aportación a dicho corpus de conocimiento mediante el estudio de las pautas espaciales de supervivencia o mortalidad en los primeros años de vida (hasta los 15 años), utilizando una metodología y una fuente no aplicada hasta ahora en nuestro país.

9 Sin ánimo de ser exhaustivos, se pueden citar cronológicamente los trabajos de Revenga (1904), Hauser (1913), Pascua (1934), Sánchez Verdugo (1948), Villar Salinas (1951), Arbelo (1962), Serigo Segarra (1977), Bolumar et al (1981), Echeverri (1983), Pérez Moreda (1984), Nadal, (1984), Dopico (1985/1986 y 1987), Nicolau (1991), Gómez Redondo (1992), Blanes (1996), Dopico y Reher (1998), Cabré (1999), Ramiro Fariñas y Sanz Gimeno (2000), Sanz Gimeno (2001), Cussó y Nicolau (2000), Reher y Sanz Gimeno (2004), Muñoz Pradas (2005), y Bernabeu et al (2006), entre otros autores.

3. METODOLOGÍA

Las proporciones de hijos nacidos vivos que han fallecido/sobrevivido entre el momento del nacimiento y la fecha censal, recogidas por preguntas retrospectivas, permiten obtener buenas estimaciones de la mortalidad durante la infancia en países con datos deficientes, a partir del procedimiento ideado por William Brass (1964, 1985) y desarrollado y diversificado por otros autores posteriores hasta crear una familia de métodos que se recogen en el Manual X de Naciones Unidas (1986:78-103). La idea de partida es sencilla: para cualquier grupo de mujeres, el tiempo transcurrido entre el nacimiento de sus hijos y el momento en que se recogen los datos al respecto es el tiempo de exposición de éstos al riesgo de morir. En consecuencia, la distribución en el tiempo de los nacimientos se constituye en un determinante básico de los niveles de supervivencia. Disponer de las proporciones de hijos fallecidos por grupos quinquenales de edad de la madre, o de duración del matrimonio¹⁰, nos permite derivar estimaciones de la probabilidad de morir entre el momento del nacimiento y diversas edades.

Partiendo de $D(i)$, donde D es la proporción de hijos muertos respecto al total de los nacidos vivos declarados por las mujeres clasificadas según (i) , es decir la edad o la duración del matrimonio, Brass desarrolló un procedimiento para estimar $q(x)$, la probabilidad de morir de los hijos entre el momento del nacimiento y una edad exacta x (o su complementaria, la probabilidad de sobrevivir hasta la edad x : $l(x) = 1 - q(x)$). Para ello calculó un conjunto de multiplicadores¹¹, $k(i)$, para convertir los valores observados, $D(i)$, en estimaciones de $q(x)$, de manera que se diera:

$$q(x) = k(i) D(i)$$

10 En países en desarrollo o en sociedades en vías de modernización (el caso de España en el período que nos ocupa) las mujeres tendían a ser más exactas al contabilizar los años de matrimonio que su propia edad, razón por la cual es preferible utilizar el procedimiento basado en los datos clasificados por la duración, a menos que las uniones consensuales sean frecuentes, que no es el caso de nuestro país durante el período estudiado.

11 Los multiplicadores $k(i)$ se calculan mediante una ecuación que utiliza las proporciones entre la paridez de las mujeres pertenecientes a los tres primeros grupos de duración y una serie de coeficientes. Existen cuatro juegos de coeficientes en función de los cuatro modelos (norte, sur, este y oeste) de las tablas tipo de mortalidad de Coale y Demeny. En este trabajo se ha utilizado el modelo sur para el conjunto de España y para todas sus provincias (García Soler, 2006: 26).

El multiplicador $k(i)$ refleja la influencia de factores independientes sobre $D(i)$. Es decir, la relación que se establece entre la edad de la madre, o la duración de su matrimonio, y las probabilidades de sobrevivir de sus hijos. A partir del método para calcular los multiplicadores $k(i)$ ideado por W. Brass, T.J. Trussell (1975) estimó otra serie de multiplicadores utilizando datos procedentes de los patrones modelo de fecundidad desarrollados por A.J. Coale y él mismo (1974). La versión perfeccionada de Trussell, denominada Método C en el Manual X de Naciones Unidas (1986:78-103) y rebautizada como Método 1 en el trabajo de García Soler (2006: 25-31), ha sido la que se ha aplicado de manera independiente a los datos de los censos de 1930 y 1940¹².

Se ha de tener en cuenta que este método de estimación se basa en el supuesto de que la fecundidad y la mortalidad en la infancia se mantengan bastante constantes, al menos en el período inmediatamente anterior a la recogida de los datos censales. Para evitar las distorsiones que pueda ocasionar, por ejemplo, un descenso de la fecundidad, es útil disponer de datos para una misma cohorte de madres que provengan de dos encuestas o censos diferentes. Se obtiene así un segundo método, variación del anterior, denominado Método E en el Manual X de Naciones Unidas (1986:78-103), o Método 2 en el ya mencionado trabajo de García Soler (2006: 31-37), que es el que se ha aplicado posteriormente con los datos combinados de los censos de 1930 y 1940 para establecer uno de los siete cortes temporales (en realidad, el corte intermedio, como se explicará posteriormente) que nos han permitido reconstruir la evolución de la mortalidad en la infancia a lo largo del período histórico analizado.

Los cortes temporales mencionados son el resultado del cálculo del período de referencia, $t(x)$, o número de años que preceden el momento censal a que se refiere cada probabilidad de morir $q(x)$, estimada a partir de datos clasificados por la duración del matrimonio. En efecto, se puede demostrar empíricamente (Coale y Trussell, 1977) que la mortalidad en los primeros años de vida de los hijos de las mujeres del grupo de duración (i) es igual al valor correspondiente a un período que precede a la fecha del censo exactamente $t(x)$ años, en un contexto de mortalidad variable. El valor de $t(x)$ se obtiene para a cada grupo de duración, a partir de la siguiente ecuación:

$$t(x) = a(i) + b(i)(P(1)/P(2)) + c(i)(P(2)/P(3))$$

12 En el anexo metodológico de este artículo se detalla, paso a paso, la aplicación de los dos métodos, 1 y 2, aquí empleados.

La ecuación consta de una serie de cocientes calculados a partir de la «paridez» $P(i)$ o número medio de hijos de las mujeres pertenecientes a los tres primeros grupos de duración — $P(1)$, $P(2)$ y $P(3)$ — y de unos coeficientes a , b , y c , para a cada grupo de duración (i) que se encuentran detallados en la Tabla 57 del Manual X de Naciones Unidas. Se obtiene así un periodo de referencia $t(x)$ para cada grupo de duración que, restado a la fecha censal, nos permite calcular la fecha de referencia a la que se refiere el nivel de supervivencia calculado para cada grupo de duración.

En este trabajo se han utilizado cinco grupos de duración del matrimonio de intervalos quinquenales siguiendo las agregaciones utilizadas por los censos: desde el 0 a 5 años¹³ de casada, hasta el 21-25¹⁴. La Tabla 1 muestra la correspondencia entre los distintos grupos de duración —procedentes de los censos de 1930 y 1940 (Método 1) y de la combinación de ambos censos (Método 2)—, y la edad media estimada de sus hijos, $l(x)$, así como la fecha de referencia concreta a que se refiere su supervivencia, calculada a partir de $t(x)$. En la tabla se puede ver que las fechas de referencia se extienden entre mediados de 1917 y de 1938, que es el periodo histórico analizado en este trabajo. Más concretamente entre los años exactos 1917,6 y 1938,6, que son las fechas de referencia de los dos grupos de duración extremos: el de las que llevaban entre 21 y 25 años de casada en el censo de 1930, y el de las que llevaban entre 0 y 5 años de matrimonio en el de 1940.

La última columna de la Tabla 1 muestra los niveles de supervivencia correspondiente a los descendientes de cada grupo de duración, expresados en niveles exactos de las tablas tipo de mortalidad (modelo sur¹⁵) de las familias de tablas de Coale y Demeny (1966). Estos son fáci-

13 El grupo 0-5 años de matrimonio, en realidad de seis años, cobra sentido si tenemos en cuenta que un matrimonio recién constituido requiere, en principio, de un cierto tiempo para iniciar su período reproductivo.

14 Para evitar las posibles distorsiones de los resultados que los «fallos de memoria» pueden provocar en las mujeres de más edad (Auriat, 1996; Brass, 1981), el análisis se ha centrado en los datos que se refieren a mujeres casadas durante los 25 años anteriores a la elaboración del censo.

15 La distribución por edades de la mortalidad no era homogénea en todas las provincias españolas, de manera que los diferentes territorios podrían tener diversos modelos de mortalidad. No obstante, se ha considerado que la familia de tablas del modelo sur de Coale y Demeny (1966) es la que mejor se ajusta a la distribución por edades de la mortalidad del conjunto de las provincias españolas durante el período histórico analizado y se ha aplicado este modelo al conjunto de las provincias. Si se hubiese utilizado

les de calcular —con ayuda de la tabla correspondiente del Manual X (1986)— mediante una simple interpolación lineal a partir de los cocientes de mortalidad, $q(x)$, o sus complementarios, las probabilidades de supervivencia $l(x)$. A mayor nivel de la tabla de mortalidad sur, mayor supervivencia hasta la edad x o, lo que es lo mismo, menor mortalidad.

TABLA 1

Edad promedio de los hijos supervivientes, $l(x)$, fechas de referencia y nivel de la tabla tipo de mortalidad de Coale-Demeny (modelo sur) correspondientes a los diferentes grupos de duración del matrimonio de los censos de 1930 y 1940

| Grupo duración | Censo | Método | $l(x)$ | Fecha ref. | Nivel tabla |
|----------------|-------------|--------|---------|------------|-------------|
| 21-25 | 1930 | 1 | $l(15)$ | 1917,6 | 9,31 |
| 16-20 | 1930 | 1 | $l(10)$ | 1920,9 | 11,56 |
| 11-15 | 1930 | 1 | $l(5)$ | 1923,7 | 12,37 |
| 6-10 | 1930 | 1 | $l(3)$ | 1926,4 | 13,36 |
| 0-5 | 1930 | 1 | $l(2)$ | 1928,6 | 13,77 |
| 21-25 | 1940 | 1 | $l(15)$ | 1927,7 | 12,71 |
| 16-20 | 1940 | 1 | $l(10)$ | 1930,9 | 13,15 |
| 11-15 | 1940 | 1 | $l(5)$ | 1933,6 | 13,82 |
| 6-10 | 1940 | 1 | $l(3)$ | 1936,2 | 14,19 |
| 0-5 | 1940 | 1 | $l(2)$ | 1938,6 | 12,50 |
| 16-20 | 1930 y 1940 | 2 | $l(10)$ | 1930,3 | 13,43 |
| 11-15 | 1930 y 1940 | 2 | $l(5)$ | 1932,9 | 14,39 |

FUENTE: elaboración propia a partir de datos de los censos de 1930 y 1940.

4. FUENTE: LAS PREGUNTAS CENSALES RETROSPECTIVAS. VALIDACIÓN DE LOS DATOS Y PRIMEROS RESULTADOS

Los datos del censo de 1930 permiten estimar la evolución de los niveles de mortalidad precoz en las distintas provincias españolas en el período comprendido entre mediados de 1917 y de 1928, tal como muestra la Tabla 1. Por su parte, los datos del censo de 1940 ofrecen información sobre el período que transcurre entre mediados de 1927 y 1938. La proximidad cronológica ha permitido utilizar los resultados obtenidos para evaluar su consistencia y calidad. Las correlaciones resultan-

más de un modelo de mortalidad para las diferentes provincias los resultados no permitirían distinguir qué parte de la variación interprovincial era causada por las diferencias de mortalidad y cuál al hecho de utilizar modelos de Coale y Demeny distintos.

tes de comparar los datos procedentes de diferentes grupos de duración del matrimonio dentro de cada censo, de cotejar ambos censos entre sí, y de compararlos con otras fuentes —cifras provinciales de mortalidad infantil calculadas a partir del MNP por Arbelo (1962) y Gómez Redondo (1992)— han sido en general altamente satisfactorias, lo que confirma la validez tanto de la fuente como de la metodología empleadas (García Soler, 2006).

La Tabla 2 muestra, por ejemplo, los coeficientes de determinación obtenidos al comparar los datos provinciales de supervivencia correspondientes a cortes temporales consecutivos (por ejemplo, comparando los resultados provinciales de supervivencia de los hijos de las mujeres con 0 a 5 años de casada con los correspondientes al grupo 6-10). Los niveles de correlación obtenidos para los datos procedentes del censo de 1930 entre todos los períodos consecutivos son muy satisfactorios, con coeficientes (R^2) entre 0,86 y 0,9699. Los valores relativos a los grupos matrimoniales más recientes, y que en consecuencia comparan los niveles de supervivencia a edades más bajas, son los que menor nivel de similitud muestran, debido a que su menor fecundidad y mortalidad acumulada hasta la fecha censal incrementa la incidencia de las fluctuaciones aleatorias¹⁶. Pese a ello, siguen siendo satisfactorios ($R^2 = 0,86$), lo mismo que los referidos a los grupos de duración más antiguos¹⁷.

El nivel de correlación obtenido con los datos procedentes del censo de 1940 (Tabla 2) es algo menor comparado con los del censo de 1930, pero igualmente satisfactorio y más si tenemos en cuenta que los datos sobre supervivencia obtenidos, para los diferentes grupos de duración, a partir de este censo han estado sometidos a las alteraciones que implicó Guerra Civil española (1936-1939). Las correlaciones obtenidas son más altas en los grupos de duración más antiguos, con fecha de refe-

16 Los diferenciales provinciales de mortalidad a estas edades son especialmente importantes. Dada la alta concentración de defunciones en los primeros años de vida, propia del modelo de mortalidad mediterráneo, una pequeña variación en los patrones de fecundidad y mortalidad de las diversas provincias puede afectar de manera significativa al grado de correlación.

17 Sorprende la elevada correlación obtenida al comparar los grupos con mayor duración del matrimonio ($R^2 = 0,9142$), especialmente si tenemos en cuenta que el período a que se refieren los datos (1917,9 y 1920,9) fue afectado de lleno por los efectos de la gripe de 1918 y el rebrote de esta en 1920 (Gómez Redondo, 1992: 81). Teniendo en cuenta que estamos comparando cohortes matrimoniales diferentes con hijos de edad media distinta, interpretamos que la gripe de 1918 tuvo, dentro de cada provincia, un patrón de edad similar.

rencia correspondiente a mediados de los años treinta y cuyos descendientes fueron afectados por el conflicto bélico a edades más altas, con mayores probabilidades de supervivencia. Menos satisfactorias son las correlaciones de los grupos casados más recientemente ($R^2 = 0,614$). Su fecundidad y mortalidad acumulada son menores y está, por tanto, más sujetas a fluctuaciones aleatorias y más afectadas por las variaciones interprovinciales de la mortalidad en la infancia. Este efecto es especialmente importante a causa de la gran concentración de la mortalidad en los primeros años de vida que se daba en los países con un modelo mediterráneo de mortalidad, como es el caso de España. Por otro lado, los descendientes de estas promociones de matrimonios se vieron afectados de lleno, a edades muy jóvenes, por la Guerra Civil, que al castigar de manera desigual a los diferentes territorios del país disminuyen el nivel de correlación.

TABLA 2

Coefficientes de determinación obtenidos de comparar los datos provinciales de supervivencia procedentes de grupos de duración del matrimonio consecutivos. Censos de 1930 y de 1940

| Grupo de duración | | Nivel de correlación | | |
|-------------------|-------|----------------------|------------|-----------------------|
| | | Censo 1930 | Censo 1940 | Censo 1940 modificado |
| 0-5 | 6-10 | 0,86 | 0,614 | 0,780 |
| 6-10 | 11-15 | 0,9569 | 0,871 | 0,894 |
| 11-15 | 16-20 | 0,9699 | 0,931 | 0,931 |
| 16-20 | 21-25 | 0,9142 | 0,902 | 0,947 |

FUENTE: elaboración propia a partir de datos de los censos de 1930 y 1940.

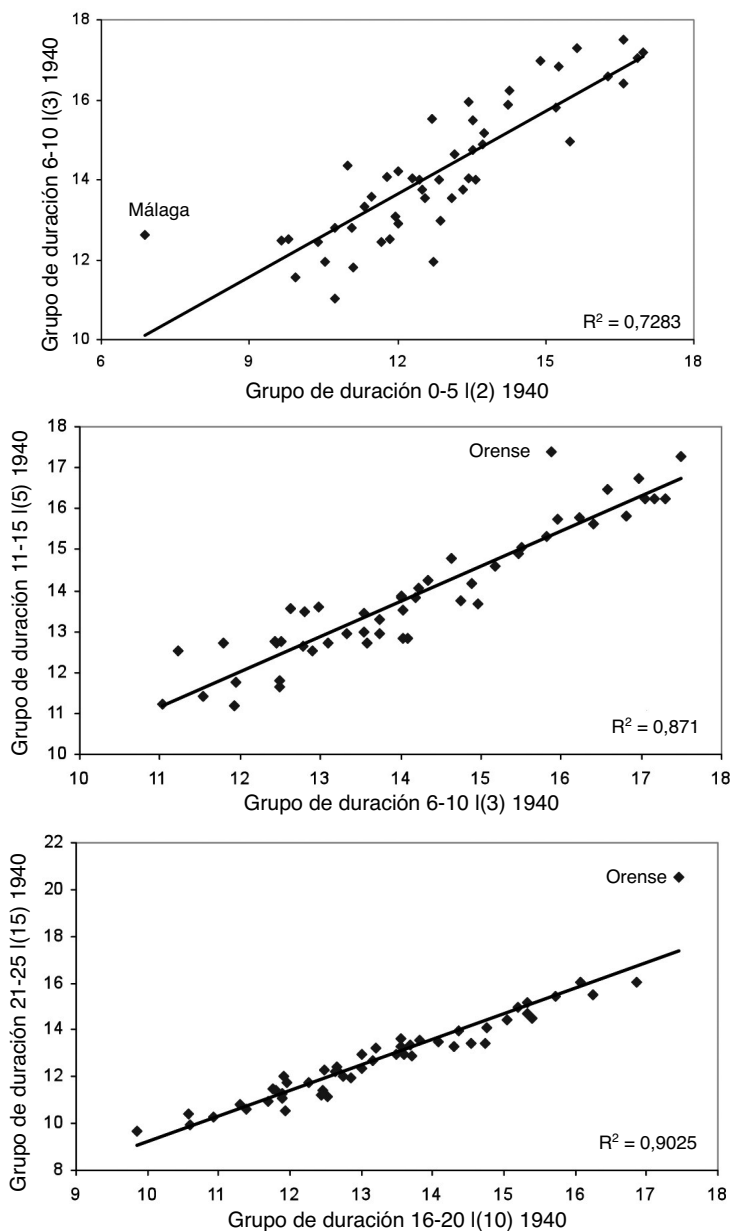
NOTA: En la última columna figuran las R^2 resultantes de eliminar una provincia sin datos disponibles en el grupo 0-5 (Salamanca) y otra con valores especialmente excéntricos respecto a la recta de regresión: Málaga (0-5 vs. 6-10) y Orense (0-6 vs. 11-15 y 16-20 vs. 21-25).

Todas las correlaciones son significativas al nivel 0,001.

Sin embargo, si excluimos las provincias con datos más excéntricos (Málaga y Orense, según se puede observar en los Gráficos 1 a 3), o la provincia de Salamanca, para la que no disponemos de datos en el grupo 0-5, obtenemos una apreciable mejora en los coeficientes de determinación obtenidos, como se puede apreciar en última columna de la Tabla 2: son similares a los del censo de 1930 e incluso superiores en los grupos de duración más antiguos. Este resultado refrenda la calidad de los datos retrospectivos del censo de 1940, como ya se apuntaba en el trabajo de Gil Alonso (2005) sobre la fecundidad matrimonial.

GRÁFICOS 1 A 3

Correlación entre los niveles de supervivencia de las provincias españolas entre grupos de duración consecutivos del censo de 1940 que muestran valores especialmente excéntricos



FUENTE: elaboración propia a partir de datos de los censos de 1930 y 1940. Todas las correlaciones son significativas al nivel 0,001.

La consistencia de las fuentes y de la metodología utilizadas también se verifica al comparar entre sí, mediante un análisis de la correlación, los datos provinciales procedentes de los censos de 1930 y 1940 (García Soler, 2006, Anexos), así como al cotejar los datos de supervivencia obtenidos a nivel nacional para el periodo 1917-1938 con las tasas de mortalidad infantil calculadas por otros autores, como A. Arbelo (1962) y R. Gómez Redondo (1992), a partir de los datos de registro (aspecto que se explicará en el siguiente apartado).

La consistencia de los datos provinciales de supervivencia obtenidos a partir de los diferentes grupos de duración de matrimonio se puede apreciar en la Figura 1, que presenta los mapas correspondientes a los cinco grupos de duración del censo de 1930 y a los cinco de 1940. Las 50 provincias se han dividido en tres categorías con aproximadamente el mismo número de provincias de manera que se vea fácilmente los patrones geográficos de alta mortalidad en la infancia (provincias de color oscuro), alta supervivencia (color blanco), y niveles intermedios (color gris).

Los mapas correspondientes al censo de 1930 reflejan un claro patrón centro / periferia, donde las provincias interiores de la Meseta presentan una elevada mortalidad en la infancia, mientras que los niveles de supervivencia son más elevados en las provincias litorales, especialmente en las cantábricas y algunas mediterráneas. Huelva también posee una mortalidad en la infancia relativamente baja, en consonancia con sus menores niveles de fecundidad respecto a las restantes provincias andaluzas (Gil Alonso, 2006), y Málaga, Granada y Almería también presentan una supervivencia relativamente elevada, pero sólo en los datos correspondientes a las casadas más recientes, lo que parece indicar la existencia en estas provincias de unos relativamente bajos niveles de mortalidad iniciales, en los dos primeros años de vida, que luego empeoraban en los niños de más edad, a partir del tercer aniversario¹⁸.

Por su parte, los mapas elaborados a partir de los datos del censo de 1940 también muestran una consistencia en el tiempo, excepto el último, referido a los descendientes de las casadas más recientes, que fueron afectados de lleno por la Guerra Civil y que muestra unos patrones menos coherentes. En los restantes, se observa una novedad respecto a los elaborados a partir del censo de 1930: la mayor parte de las pro-

18 Estas provincias y otras del sureste peninsular se caracterizaban hacia 1930 por poseer unos niveles de mortalidad infantil menores que la mortalidad de 1 a 5 años (Ramiro Fariñas, Sanz Gimeno, 2000).

vincias andaluzas sufren un empeoramiento relativo de los niveles de mortalidad, o mejor dicho, un menor incremento de sus niveles de supervivencia. El patrón geográfico de la mortalidad centro / periferia se modifica pues en favor de otro en que las regiones más septentrionales, desde Galicia a Baleares, concentran los menores niveles de mortalidad, mientras que las provincias con menor supervivencia se extienden por el centro y el sur de la península.

Como se ve, salvo en las provincias andaluzas, los patrones geográficos procedentes de ambos censos son bastante constantes en el tiempo a pesar de que recogen información retrospectiva de cohortes diferentes, hecho que avala la calidad de los datos y la robustez del método. Pasemos pues a describir el resultado principal de este trabajo: la construcción, a partir de los datos disponibles, de una serie estadística que muestre la evolución de las pautas espaciales de mortalidad / supervivencia en la infancia en nuestro país.

FIGURA 1

Niveles provinciales de supervivencia (niveles de tabla tipo, modelo Sur) calculados a partir de los grupos de duración del matrimonio de los censos de 1930 y 1940

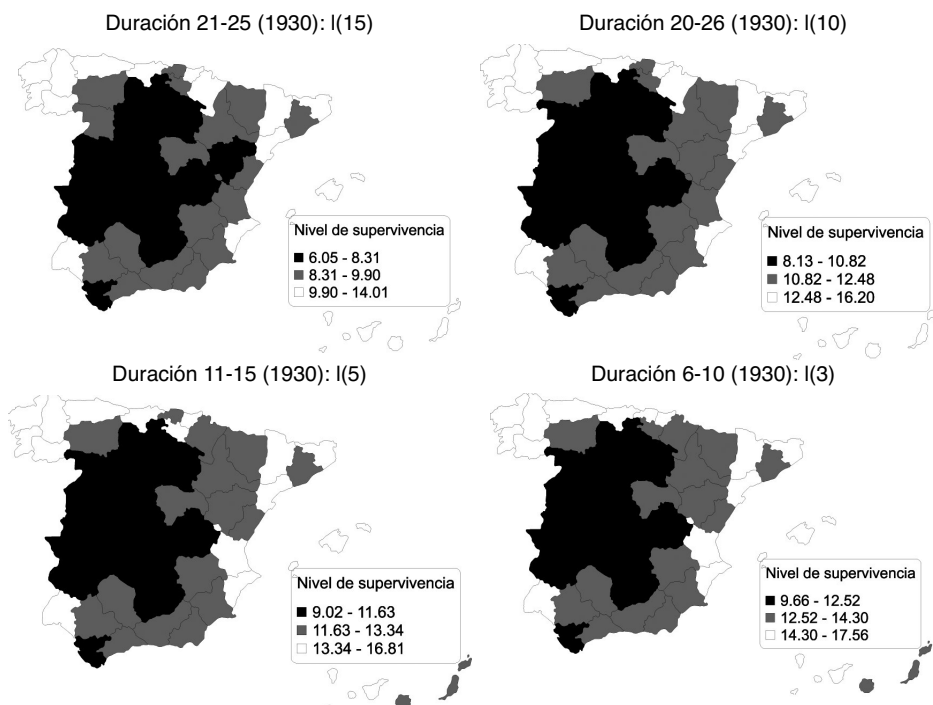
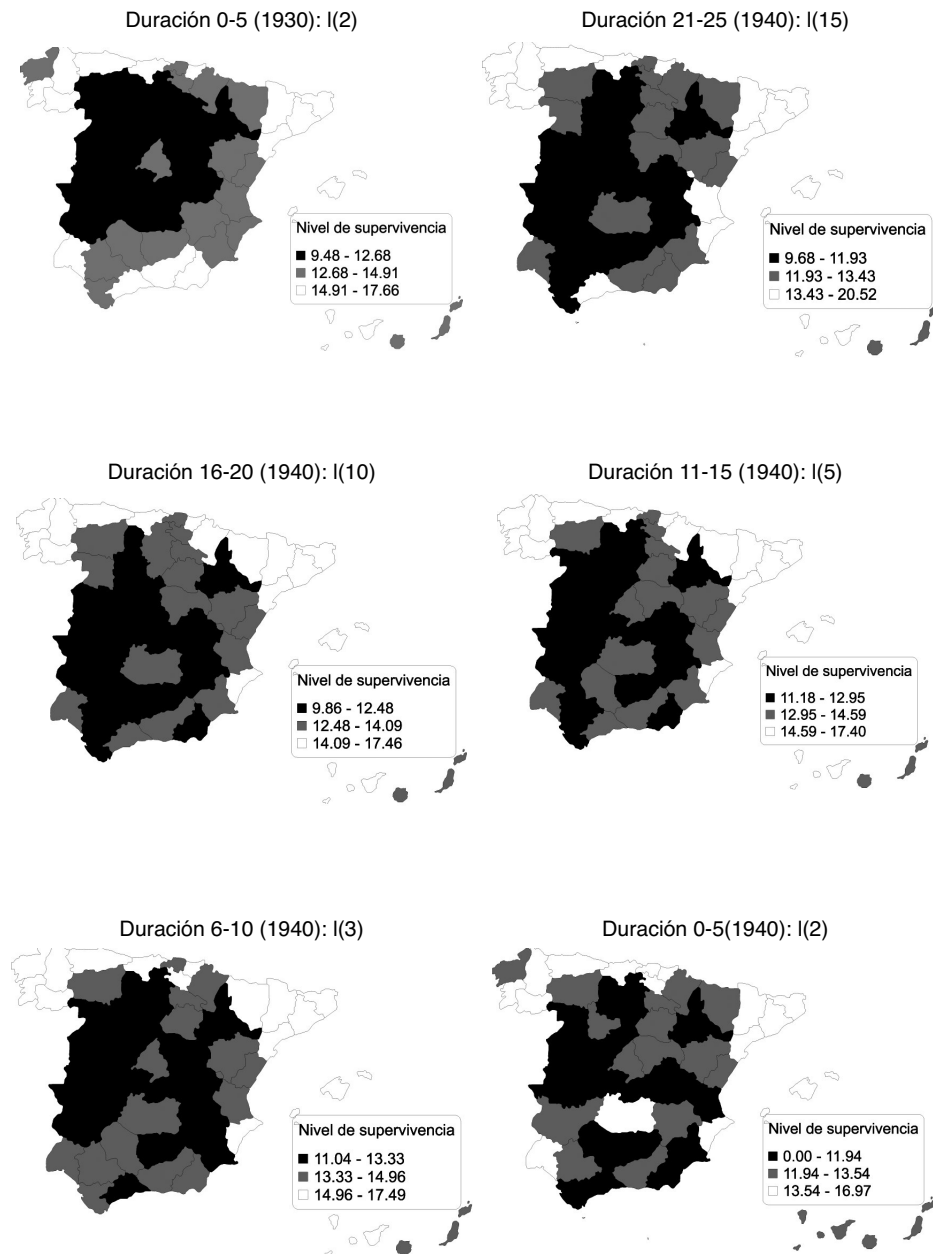


FIGURA 1

Niveles provinciales de supervivencia (niveles de tabla tipo, modelo Sur) calculados a partir de los grupos de duración del matrimonio de los censos de 1930 y 1940 (Continuación)



FUENTE: elaboración propia a partir de datos de los censos de 1930 y 1940.

5. RECONSTRUCCIÓN DE LA MORTALIDAD PRECOZ EN LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS (1917-1938)

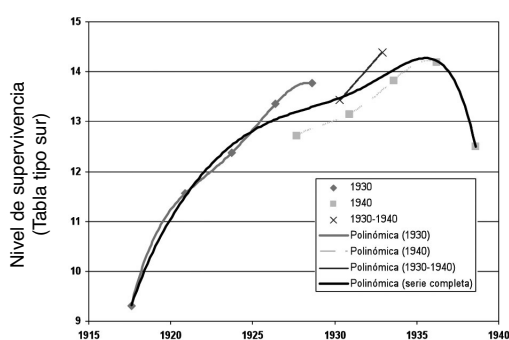
5.1. Construcción de la serie temporal

La aplicación de los métodos explicados anteriormente a las preguntas retrospectivas de los censos de 1930 y 1940 ha dado lugar a 12 valores de supervivencia en la infancia referidos a otros tantos momentos (recuérdese la Tabla 1, columna de la derecha), que se han representado en el Gráfico 4 con los datos para el conjunto de España. Cinco provienen de aplicar el Método 1 a los grupos de duración del censo de 1930, otros cinco de aplicar el mismo método a los del censo de 1940, y los dos restantes de aplicar el Método 2, que usa datos procedentes de los dos censos para una misma cohorte de mujeres (en este caso se han reconstruido dos cohortes de casadas presentes, con diez años de diferencia, en los dos censos).

A estos doce puntos se les ha ajustado una línea de tendencia según procedan del censo de 1930, de 1940, o de la combinación de ambos. Además, hemos añadido una línea de ajuste polinomial de 6º grado a los valores de las tres series. La hemos considerado como una referencia para determinar los datos de los grupos de duración del matrimonio que más se aproximan a una evolución ajustada de los datos de ambos censos.

GRÁFICO 4

Estimaciones retrospectivas para el conjunto de España de los niveles de supervivencia entre mediados de 1917 y de 1938 a partir de los censos de 1930 y 1940 (método 1) y de la combinación de ambos (método 2)



| Fecha | Censo | $l(x)$ | Nivel tabla |
|--------|---------|---------|-------------|
| 1917,6 | 1930 | $l(15)$ | 9,31 |
| 1920,9 | 1930 | $l(10)$ | 11,56 |
| 1923,7 | 1930 | $l(5)$ | 12,37 |
| 1926,4 | 1930 | $l(3)$ | 13,36 |
| 1927,7 | 1940 | $l(15)$ | 12,71 |
| 1928,6 | 1930 | $l(2)$ | 13,77 |
| 1930,3 | 1930-40 | $l(10)$ | 13,43 |
| 1930,9 | 1940 | $l(10)$ | 13,15 |
| 1932,9 | 1930-40 | $l(5)$ | 14,39 |
| 1933,6 | 1940 | $l(5)$ | 13,82 |
| 1936,2 | 1940 | $l(3)$ | 14,19 |
| 1938,6 | 1940 | $l(2)$ | 12,5 |

FUENTE: elaboración propia a partir de datos de los censos de 1930 y 1940

NOTA: En blanco, estimaciones descartadas de la evolución temporal.

Al proceder de métodos, censos y grupos de duración del matrimonio diferentes, es evidente que los 12 puntos obtenidos no encajan perfectamente, pero muestran una tendencia clara que es la que señala la línea de ajuste de la serie completa. Los grupos de duración de matrimonio del censo de 1930 cuyos niveles de supervivencia de sus descendientes están referenciados a fechas más antiguas (1917,6, 1920,9 y 1923,7) y los grupos del censo de 1940 referidos a fechas más recientes (1933,6, 1936,2 y 1938,6) se ajustan bastante bien a esta línea de tendencia. En cambio, los datos correspondientes a los otros cuatro grupos de duración del matrimonio de los censos de 1930 y 1940 están referenciados a fechas muy próximas cronológicamente —entre mediados de los años veinte y principios de los treinta— pero muestran niveles de supervivencia muy diferentes, dado que se han calculado a partir de edades muy distintas ($l(2)$ y $l(3)$, para los datos procedentes del censo de 1930, y $l(10)$ y $l(15)$ para los de 1940). Además, las estimaciones realizadas a partir del censo de 1940 están afectadas por el impacto de la Guerra Civil, por lo tanto, muestran niveles de mortalidad más elevados —y niveles de supervivencia más bajos— para fechas de referencia similares.

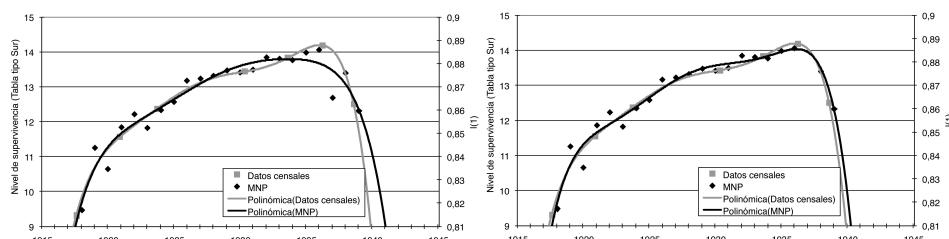
De los seis valores referidos a este período intermedio, el que más se aproxima a la línea de ajuste es la que se obtiene a partir de una combinación de los datos de los censos de 1930 y 1940 (Método 2), referenciado al año 1930,3. Además, muestra un nivel de correlación satisfactorio respecto a los datos referidos a los censos de 1930 y 1940, (García Soler, 2006). Por esta razón ha sido escogido como séptimo punto temporal de referencia —junto con los tres más antiguos del censo de 1930 y los tres más recientes del de 1940— para reconstruir la trayectoria de la mortalidad precoz para el conjunto de España y sus provincias. Si tenemos en cuenta que este punto intermedio, con fecha de referencia en 1930,3, ha sido calculado a partir de datos originarios de los dos censos, su utilización parece de lo más indicada para enlazar los datos provenientes de ambas fuentes.

5.2. Evolución para el conjunto de España

A partir de los niveles de la tabla tipo de mortalidad (modelo sur) correspondientes a los siete puntos cronológicos escogidos se ha elaborado el Gráfico 5. Éste muestra la evolución de la supervivencia en las primeras edades de la vida en España, entre mediados de 1917 y mediados de 1938, a partir de datos retrospectivos extraídos de los censos de 1930 y 1940.

GRÁFICOS 5 Y 6

Reconstrucción de los niveles de mortalidad en España entre mediados de 1917 y 1938, a partir de datos retrospectivos de los censos de 1930 y 1940 y de las tasas de mortalidad infantil estimados por Arbelo y Gómez Redondo a partir del MNP



FUENTE: elaboración propia a partir de los datos retrospectivos de los censos de 1930 y 1940, y de las tasas publicadas por Arbelo (1962) y Gómez Redondo (1992).

La adecuación de la metodología utilizada y la calidad de los datos empleados se demuestran al observar este gráfico. Los resultados son coherentes con lo que ya se conoce sobre la evolución de la mortalidad en la infancia en España. Es decir, la existencia de dos grandes crisis de mortalidad (la gripe de 1918 y la Guerra Civil española) entre las cuales la mortalidad disminuyó rápidamente y, en consecuencia, aumentó la supervivencia en los primeros años de vida. Se pasa de un nivel de tabla tipo de mortalidad, modelo Sur, inferior a 10 (9,31 exactamente) al principio del período examinado, que equivale a una esperanza de vida al nacer para ambos sexos de unos 39 años, a un nivel de 12,37 a mediados de 1923, que significa una e_0 de unos 47 años.

Es un aumento muy importante de los niveles de supervivencia que se amortigua a partir de 1925, a pesar de que continua aumentando hasta alcanzar un mínimo de mortalidad —o un máximo de tabla tipo, por encima del nivel 14 (14,2 exactamente), equivalente a una e_0 de unos 51 años— a principios de 1936, justo antes del estallido de la Guerra Civil. Ésta comportó un aumento repentino de la mortalidad en la infancia que se tradujo en un retroceso de la supervivencia hasta un nivel de tabla tipo 12,5 (e_0 : 47,5) a mediados de 1938.

El Gráfico 5 muestra que los resultados obtenidos a partir de las preguntas censales retrospectivas dibujan, para el conjunto de España, una trayectoria de la mortalidad en los primeros años de vida bastante similar a la descrita por las tasas de mortalidad infantil calculadas a partir de datos de registro (Movimiento Natural de la Población) por A. Arbelo (1962) y R. Gómez Redondo (1992). La similitud entre las lí-

neas de ajuste polinomial construidas para ambas series, a pesar de que los datos provienen de diferentes fuentes, han sido elaboradas con metodologías diversas y se basan en niveles de supervivencia $l(x)$ a edades diferentes, es patente. Y dicha similitud aumenta al eliminar el valor correspondiente al año 1937 de la serie construida por Gómez Redondo, que no tiene equivalente en la serie construida a partir de los datos censales retrospectivos (Gráfico 6). El casi solapamiento entre las líneas de tendencia de los dos gráficos confiere credibilidad a nuestra serie para el conjunto de España.

Otro tanto se puede decir de los datos correspondientes a las 50 provincias. Los niveles de correlación entre los datos provinciales estimados indirectamente a partir de datos censales retrospectivos sobre fecundidad, y los datos provinciales de mortalidad infantil calculados por A. Arbelo y R. Gómez Redondo son relativamente satisfactorios, a pesar de que se comparan indicadores claramente diferentes que no se refieren a las mismas edades (Tabla 3)¹⁹. Únicamente se obtiene un pobre coe-

TABLA 3

Correlaciones entre las estimaciones indirectas elaboradas a partir de datos censales retrospectivos y las tasas de mortalidad infantil calculadas por Arbelo y Gómez Redondo a partir de datos del registro (MNP)

| <i>Estimaciones indirectas a partir de datos retrospectivos</i> | | | | <i>Datos del MNP (mort. Inf.)</i> | <i>Nivel de Correlación</i> |
|---|--------------------------|----------------------|----------------------|---------------------------------------|---------------------------------|
| <i>Censo</i> | <i>Grupo de duración</i> | <i>l(x) estimada</i> | <i>Fecha de ref.</i> | <i>Año</i> | |
| 1930 | 21-25 | l(15) | 1917,6 | 1918 | 0,487 |
| 1930 | 20-16 | l(10) | 1920,9 | 1921 | 0,516 |
| 1930 | 11-15 | l(5) | 1923,7 | 1924 | 0,569 |
| 1930-40 | 20-16 | l(10) | 1930,3 | 1930 | 0,491 |
| 1940 | 11-15 | l(5) | 1933,6 | 1934 | 0,562 |
| 1940 | 6-10 | l(3) | 1936,2 | 1936 | 0,623 |
| 1940 | 0-5 | l(2) | 1938,6 | 1938 | 0,338 |

FUENTE: Correlaciones calculadas a partir de los datos retrospectivos de los censos de 1930 y 1940, y de las tasas publicadas por Arbelo (1962) y Gómez Redondo (1992).

NOTA: Todas las correlaciones, que excluyen los valores relativos a la provincia de Salamanca (no disponibles para el grupo de duración 0-5), son significativas al nivel 0,001.

19 Nuestras estimaciones procedentes exclusivamente del censo de 1930 alcanzan un nivel de correlación ligeramente mejor que las del censo de 1940, o de una combinación de ambos, respecto a los resultados que presentan los citados autores. Pero en realidad son muy similares, lo que desmiente la mala fama, en cuanto a su fiabilidad, del censo de 1940, totalmente inmerecida para los datos retrospectivos sobre fecundidad matrimonial (Gil Alonso, 2005).

ficiente de determinación ($R^2 = 0,3384$) en los datos referidos al año 1938, en plena Guerra Civil. Ello no significa necesariamente que los datos censales sean peores que los procedentes del MNP. En realidad, el conflicto bélico probablemente afectó en mayor medida al proceso de recogida de datos del Registro Civil que a la memoria de las mujeres no solteras interrogadas durante el censo de 1940.

5.3. Evolución provincial y patrones espaciales resultantes

Con los datos provinciales de niveles de supervivencia correspondientes a los siete cortes temporales escogidos se han elaborado los siete mapas de la Figura 2, que presentan una visión de conjunto de la evolución espacial de las pautas de mortalidad en los primeros años de vida en las dos décadas que van desde mediados de 1917 a 1938.

Los tres primeros mapas, correspondientes a las fechas de referencia 1917,6 1920,9 y 1923,7, muestran pocos cambios territoriales significativos en un contexto de rápido incremento de los niveles de supervivencia²⁰. Podemos hablar, por tanto, de un período de estabilidad en que se dibuja un claro patrón centro/periferia. Las provincias interiores y algunas andaluzas presentan niveles de mortalidad más elevados. En cambio, la cornisa cantábrica, las provincias catalanes (a excepción de Barcelona), algunas valencianas, Huelva y los archipiélagos, se encuentran entre el tercio de provincias con los mayores niveles de supervivencia. Las restantes provincias del litoral mediterráneo y la mayoría de las andaluzas y aragonesas se encuentran en una situación intermedia.

Esta pauta geográfica de la mortalidad en la infancia, ya presente en el siglo XIX (Muñoz Pradas, 2005) respondería a la menor incidencia de las enfermedades digestivas en las provincias mediterráneas y, sobre todo, cantábricas, hecho que provocaba un menor número de defunciones durante los meses de verano (Cussó, Nicolau, 2000: 537). La situación contraria se daba en las provincias de la Meseta, donde los veranos cálidos y secos propiciaban un gran número de defunciones por diarrea-

20 Las provincias del interior peninsular pasan de niveles de tabla tipo de mortalidad sur entre 6 y 8,3 en 1917 a entre 9 y 11,6 en 1923, mientras que las provincias cantábricas y mediterráneas, con una mortalidad precoz más baja, pasan de niveles entre 9,9 y 14 a principios del período a situarse entre 13,3 y 16,8 en 1923.

enteritis (principal causa de muerte en la infancia) y donde, además, los fríos inviernos aumentaban las muertes por enfermedades respiratorias, segunda principal causa de muerte durante los primeros años de vida (Cussó, Nicolau, 2000: 537).

Entre 1923,7 y 1930,3 (Figura 2) se producen un buen número de variaciones que se pueden resumir en una traslación de la mortalidad hacia el sur. En efecto, todas las provincias que empeoran su posición relativa, excepto Álava, se encuentran en la mitad sur peninsular. En cambio las provincias que mejoran, excepto Ciudad Real, están situadas al norte de Madrid. El Mapa de 1930,7 deja, por tanto, de mostrar la clara dicotomía centro / periferia que se apreciaba en los mapas anteriores en favor de una pauta geográfica que confronta las provincias más septentrionales (y los archipiélagos) con las del centro y el sur. Aquí se encuentran las provincias con la mortalidad más elevada (niveles de tabla tipo, modelo Sur, inferiores a 12,6), alternando con las provincias con niveles intermedios (entre 12,6 y 14,4), mientras que las provincias con mayor supervivencia en la niñez se encuentran entre las más septentrionales, en una franja situada entre Galicia y Cataluña (más Baleares, Alicante y Las Palmas).

Aparte de mostrar niveles de supervivencia cada vez más elevados, los mapas que expresan los niveles de supervivencia de las fechas de referencia 1933,6 y 1936,2 no son muy diferentes. Se puede hablar, por tanto, de continuidad en lo que se refiere a los patrones geográficos de la mortalidad en la infancia durante los años 30, hasta el estallido de la Guerra Civil.

FIGURA 2

Evolución de los niveles provinciales de supervivencia (tabla tipo, modelo Sur)

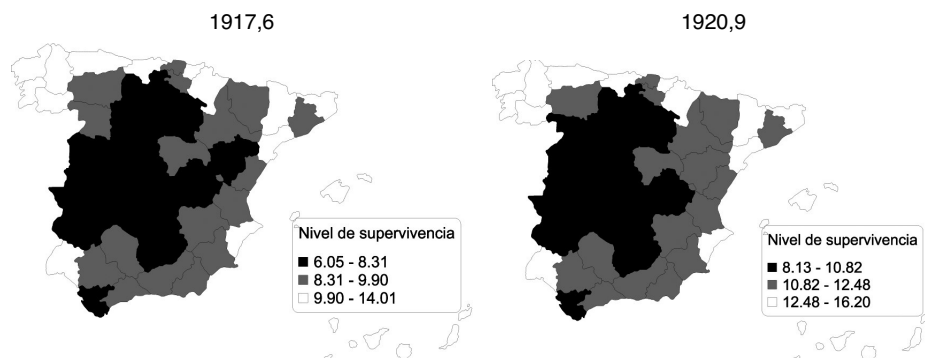
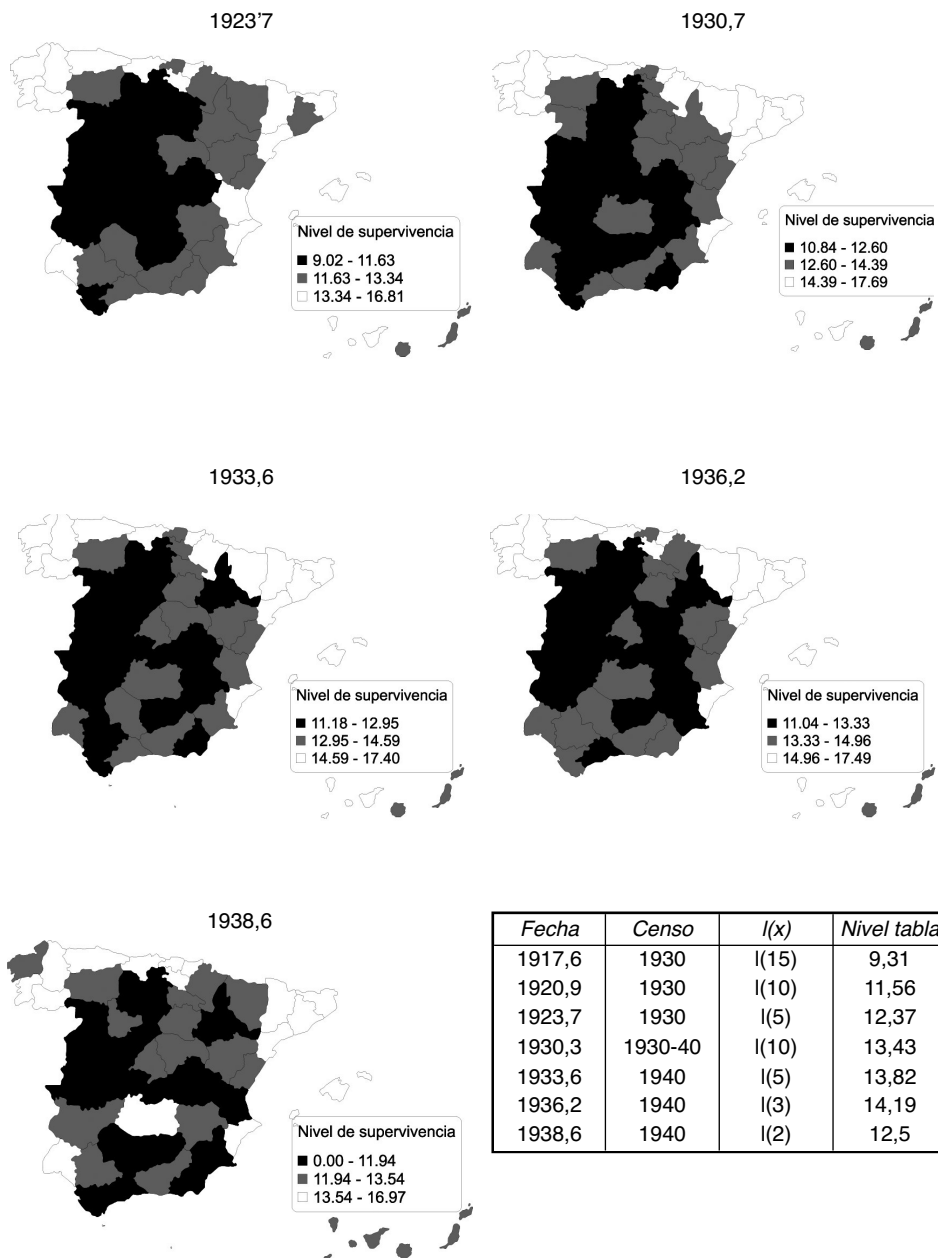


FIGURA 2

Evolución de los niveles provinciales de supervivencia (tabla tipo, modelo Sur) (Continuación)



FUENTE: elaboración propia a partir de datos de los censos de 1930 y 1940. El cuadro anexo muestra los valores para el conjunto de España.

5.4. El fin de la hipermortalidad urbana

Una de las novedades más destacables que muestran los mapas referidos a los años 30 (Figura 2) es el progreso de la supervivencia en la provincia de Madrid, que por primera vez se distingue del resto de las provincias interiores, y la disminución de la mortalidad en las otras provincias más urbanizadas, como Barcelona o Vizcaya, que aparecen durante esta década entre el tercio de provincias con mortalidad en la infancia más favorable. Esta evolución se ha de situar en el contexto de la mejoría de las condiciones de vida en las ciudades gracias a los programas de salud pública, el desarrollo de las infraestructuras higiénico-sanitarias y la aplicación masiva de avances médicos en el marco de los descubrimientos sobre microbiología, que condujeron a una disminución de la mortalidad por causas infecciosas (Cussó, Nicolau, 2000). Las regiones más urbanizadas y con rentas más elevadas se adelantaron en la aplicación de todas estas innovaciones y lideraron el proceso de reducción de la mortalidad en la infancia, que cristalizó a partir de 1930 con el fin de la histórica hipermortalidad urbana en los primeros años de vida. Las urbes disponían en efecto de más recursos políticos y económicos y de las ventajas de las economías de escala, pues el coste de la mejora de las infraestructuras de alcantarillado y del suministro de agua es menor en regiones urbanizadas y densamente pobladas. Estas actuaciones redujeron la incidencia de determinadas enfermedades, como las digestivas, sobre la infancia mucho antes que en las zonas rurales (Ramiro Fariñas, Sanz Gimeno, 2000; Cussó, Nicolau, 2000), si bien otras causas de muerte que afectaban a las edades adultas continuaron teniendo más incidencia en las ciudades que en las áreas rurales circundantes (Reher, 2001; Pérez Moreda, Ramiro Fariñas, Sanz Gimeno, 2004).

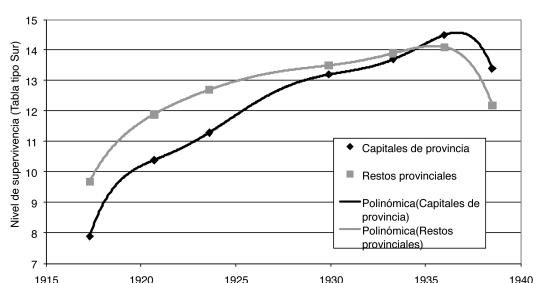
El Gráfico 7, que muestra la evolución de los niveles de mortalidad (tablas tipo Sur) de las capitales provinciales y de los restos provinciales (total provincial excluida su capital) para los siete cortes temporales seleccionados, evidencia que, efectivamente, los niveles de supervivencia en la infancia eran peores en las áreas urbanas que en las rurales hasta la década de 1930, momento en que la situación da un giro. ¿Por qué en esta época? Según algunos autores como Cussó y Nicolau (2000), fue cuando cristalizaron los cambios socio-económico-sanitarios desarrollados durante las décadas anteriores, de manera que los factores ecológicos (clima, proximidad al mar y otros condicionantes de tipo físico o geográfico) perdieron parte de su anterior importancia en

la distribución geográfica de los patrones de mortalidad, estableciéndose una relación más estrecha entre el nivel de renta y las condiciones sanitarias, por un lado, y la supervivencia durante los primeros años de vida, por el otro, que pasa a ser, en términos relativos, más elevada en las zonas urbanas.

GRÁFICO 7

Evolución de los niveles de supervivencia (niveles de tabla tipo, modelo Sur) en las capitales y restos provinciales del conjunto de España según los datos censales retrospectivos de los censos de 1930 y 1940

| | Capitales de provincia | Restos provinciales |
|--------|------------------------|---------------------|
| 1917,3 | 7,9 | 9,7 |
| 1920,7 | 10,4 | 11,9 |
| 1923,6 | 11,3 | 12,7 |
| 1933,3 | 13,7 | 13,9 |
| 1936,0 | 14,5 | 14,1 |
| 1938,5 | 13,4 | 12,2 |
| 1929,9 | 13,2 | 13,5 |



FUENTE: elaboración propia a partir de datos de los censos de 1930 y 1940.

5.5. El impacto de la Guerra Civil en los datos censales retrospectivos

El Mapa referido a mediados de 1938 (Figura 2), muestran la situación existente en plena Guerra civil. Respecto al anterior mapa, referido a principios de 1936, se produce un empeoramiento generalizado de los niveles de supervivencia. Las provincias con peores niveles de supervivencia pasan de un nivel de tabla tipo (modelo sur) entre 11 y 13,3 a un nivel inferior a 11,9 (no disponemos de datos para Salamanca para el grupo de duración 0-5). Las de mortalidad intermedia pasan de 13,3-15 a 11,9-13,5 y las que presentan mejores niveles de supervivencia pasan de niveles entre 15 y 17,5 a otros entre 13,5 y 17. Pero, además de este empeoramiento generalizado de la mortalidad precoz, también se da un cambio parcial en las pautas geográficas: algunas provincias litorales muestran los descensos más significativos de los niveles de supervivencia, mientras que ciertas provincias interiores, que partían de una situación peor, no se vieron tan afectada por el conflicto bélico (García Soler, Gil Alonso, 2007).

TABLA 4. Evolución de la posición relativa de las provincias españolas en 1936 y 1938, según su nivel de supervivencia (orden ascendente)

| 1936,2 | | 1938,6 | | % Evolución | |
|------------------------|-------|--|-------|------------------------|--------|
| Palencia | 11,04 | Málaga | 6,88 | Málaga | -45,5% |
| Salamanca | 11,24 | Ávila | 9,65 | Valencia | -23,5% |
| Cáceres | 11,55 | Zamora | 9,80 | Ávila | -22,8% |
| Burgos | 11,80 | Cáceres | 9,93 | Zamora | -21,7% |
| Jaén | 11,93 | Toledo | 10,38 | Huesca | -18,2% |
| Valladolid | 11,94 | Jaén | 10,54 | Toledo | -16,6% |
| Toledo | 12,44 | Murcia | 10,72 | Cádiz | -16,4% |
| Cuenca | 12,46 | Palencia | 10,74 | Murcia | -16,3% |
| Ávila | 12,50 | Valencia | 10,98 | Santa Cruz de Tenerife | -15,7% |
| Segovia | 12,50 | Zaragoza | 11,06 | Almería | -15,6% |
| Zamora | 12,51 | Burgos | 11,11 | León | -15,6% |
| Málaga | 12,62 | Córdoba | 11,33 | Córdoba | -15,0% |
| Zaragoza | 12,78 | Almería | 11,46 | Cáceres | -14,0% |
| Murcia | 12,80 | Cuenca | 11,68 | Zaragoza | -13,4% |
| Albacete | 12,90 | Cádiz | 11,77 | La Coruña | -12,5% |
| Guadalajara | 12,98 | Segovia | 11,83 | Sevilla | -12,3% |
| Badajoz | 13,09 | Badajoz | 11,94 | Lugo | -12,2% |
| Córdoba | 13,33 | León | 12,00 | Pontevedra | -12,1% |
| Soria | 13,54 | Albacete | 12,01 | Jaén | -11,6% |
| Logroño | 13,55 | Sevilla | 12,30 | Granada | -11,1% |
| Almería | 13,59 | Granada | 12,45 | Orense | -10,3% |
| Teruel | 13,74 | Teruel | 12,49 | Navarra | -10,1% |
| Madrid | 13,74 | Soria | 12,55 | Baleares | -9,7% |
| Ciudad Real | 14,01 | Huesca | 12,70 | Alicante | -9,3% |
| Castellón de la Plana | 14,01 | Valladolid | 12,73 | Oviedo | -9,2% |
| Granada | 14,01 | Castellón de la Plana | 12,84 | Teruel | -9,1% |
| Las Palmas | 14,02 | Guadalajara | 12,87 | Badajoz | -8,7% |
| Sevilla | 14,03 | Logroño | 13,09 | Castellón de la Plana | -8,4% |
| Cádiz | 14,09 | Navarra | 13,15 | Huelva | -8,2% |
| León | 14,21 | Madrid | 13,34 | Vizcaya | -7,8% |
| Valencia | 14,35 | Las Palmas | 13,43 | Soria | -7,3% |
| Navarra | 14,62 | Santa Cruz de Tenerife | 13,44 | Albacete | -6,9% |
| Huelva | 14,75 | La Coruña | 13,53 | Cuenca | -6,2% |
| Vizcaya | 14,89 | Huelva | 13,54 | Burgos | -5,8% |
| Álava | 14,96 | Ciudad Real | 13,59 | Segovia | -5,4% |
| Alicante | 15,17 | Vizcaya | 13,73 | Tarragona | -5,2% |
| La Coruña | 15,47 | Alicante | 13,76 | Las Palmas | -4,2% |
| Huesca | 15,52 | Orense | 14,25 | Lérida | -3,8% |
| Lérida | 15,82 | Pontevedra | 14,27 | Logroño | -3,4% |
| Orense | 15,88 | Lugo | 14,91 | Madrid | -3,0% |
| Santa Cruz de Tenerife | 15,96 | Lérida | 15,21 | Ciudad Real | -3,0% |
| Pontevedra | 16,23 | Oviedo | 15,27 | Palencia | -2,8% |
| Santander | 16,40 | Álava | 15,50 | Guipuzcua | -2,0% |
| Guipuzcua | 16,59 | Baleares | 15,63 | Gerona | -1,2% |
| Oviedo | 16,82 | Guipuzcua | 16,25 | Barcelona | -1,0% |
| Lugo | 16,97 | Santander | 16,56 | Guadalajara | -0,8% |
| Barcelona | 17,04 | Tarragona | 16,59 | Santander | 1,0% |
| Gerona | 17,17 | Barcelona | 16,87 | Álava | 3,6% |
| Baleares | 17,31 | Gerona | 16,97 | Valladolid | 6,6% |
| Tarragona | 17,49 | Datos referidos a Salamanca no disponibles | | | |

FUENTE: elaboración propia a partir de datos de los censos de 1930 y 1940.

NOTA: no existen datos para la provincia de Salamanca en el grupo de duración 0-5 años de matrimonio.

La Tabla 4, que compara los datos provinciales de supervivencia (niveles de las tablas tipo, modelo sur) de los hijos de las mujeres con duración de matrimonio de 6-10 y 0-5 años en 1940²¹, referenciados respectivamente a 1936,2 y 1938,6, da pistas sobre la desigual incidencia de la Guerra Civil española en las diferentes provincias españolas. Observando sólo aquellas provincias que cambian de tercio de la clasificación por orden de niveles de supervivencia, podemos ver como, en un contexto de disminución generalizada de los niveles de supervivencia, Valencia, Cádiz, Almería y Córdoba pasan a situarse en 1938 entre el tercio de provincias con mayores niveles de mortalidad, mientras que Albacete, Guadalajara y Valladolid, mejoran su posición relativa.

Se trata de tres provincias interiores, como también es interior la provincia de Ciudad Real, que pasa a situarse entre el tercio con mayor supervivencia. Sin embargo, también empeora su posición relativa otra provincia no litoral como Huesca, así como otras provincias costeras como La Coruña y Tenerife.

Este impacto de la guerra se ve más claramente en la columna de la derecha de la Tabla 4, que cuantifica la evolución relativa de los niveles de mortalidad de las provincias españolas entre 1936,2 y 1938,6. Así, Málaga²² y Valencia fueron las dos provincias más negativamente afectadas en la evolución de la mortalidad precoz por la Guerra Civil, según los datos censales retrospectivos. Otras provincias litorales como Cádiz, Murcia, Tenerife o Almería también se vieron fuertemente perjudicadas, junto a otras interiores como Ávila, Zamora, Huesca o Toledo. En el otro extremo, las menos afectadas fueron provincias del interior como Valladolid, Álava y Guadalajara, seguidas por otras litorales como Santander, Barcelona, Gerona y Guipúzcoa.

La Guerra Civil, por lo tanto, más que un cambio de patrón geográfico de mortalidad en la infancia causó una ruptura de las pautas

21 Evidentemente los hijos de las mujeres de estos dos grupos de duración del matrimonio (estamos hablando de los enlaces nupciales que se dieron en cada uno de los quinquenios de la década 1930) sufrieron los efectos del conflicto armado. Pero este afectó mucho más de lleno a los descendientes de los matrimonios más recientes. Prácticamente la totalidad de los hijos de los matrimonios del último período vivieron sus dos primeros años de vida en situación de guerra, o en los primeros momentos de la posguerra. En cambio, buena parte de los hijos de los matrimonios del quinquenio anterior ya habían alcanzado, en promedio, los tres años de vida antes de iniciarse la conflagración armada.

22 Si bien los datos referidos a Málaga se han de poner en cuarentena al ser totalmente *out-layers*.

anteriores, en el sentido de que las provincias del interior peninsular ya no se sitúan en 1938 indefectiblemente entre las más afectadas por este tipo de mortalidad y algunas de ellas incluso mejoran su posición relativa. Lo contrario pasa con ciertas provincias litorales. La región más afectada por el conflicto bélico en términos de empeoramiento de la supervivencia en la infancia fue Andalucía, especialmente Málaga, Cádiz, Almería y Córdoba, seguida por Levante (especialmente Valencia), así como el Valle del Ebro y el noroeste peninsular. Se puede decir, por tanto, que la Guerra Civil contribuyó al empeoramiento relativo de la mortalidad precoz en la España meridional y secundariamente en otras zonas periféricas, tal como muestra el último mapa de la Figura 2, en comparación con los mapas anteriores.

En todo caso, los patrones de mortalidad precoz referidos a mediados de 1938 no dejan de ser una excepción respecto a la clara evolución de los patrones geográficos de mortalidad a lo largo del período analizado, que se recogen en la Tabla 5, que ordena las provincias en orden decreciente en función de la magnitud del aumento de la supervivencia en cada corte temporal respecto a la situación de partida en 1917.

Los resultados hablan por sí mismos: al final del período analizado (mejor coger el año 1936,2 como fecha final de referencia, pues el 1938,6 está distorsionado por el conflicto bélico), son las provincias más urbanas, Madrid y Barcelona, juntamente con provincias de la Meseta como Valladolid, Palencia o Ciudad Real, que partían de los niveles de mortalidad precoz más elevados, las que experimentan las mayores ganancias de supervivencia. En cambio, en el extremo inferior de la tabla, son las provincias gallegas, los dos archipiélagos, y otras provincias periféricas como Lérida, Murcia o Málaga en la zona mediterránea, Guipúzcoa u Oviedo en el litoral cantábrico, y Huelva en el Atlántico, las que muestran menores ganancias en los niveles de supervivencia durante la infancia al final del período analizado. Dado que todas estas provincias se encontraban entre las de menor mortalidad precoz a principios del período analizado, podemos concluir que en estas dos décadas se dio una cierta convergencia en los niveles de supervivencia en la infancia existentes a lo largo y ancho del territorio español.

TABLA 5

Evolución del orden de las provincias en función del aumento relativo de los niveles de supervivencia respecto a los existentes a mediados de 1917

| Censo y fecha de referencia | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|-----------------------------|-------|--------------------|--------|--------------------|-----|--------------------|-----|--------------------|--------|--------------------|-----|--------------------|-----|--|--------|--|--|--------|--|--|
| Censo 1930 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1917,6 | | | 1920,9 | | | 1923,7 | | | 1930,9 | | | 1933,7 | | | 1936,2 | | | 1938,6 | | |
| Palencia | 6,05 | Valladolid | 12% | Palencia | 22% | Palencia | 13% | Palencia | 26% | Barcelona | 35% | Valladolid | 40% | | | | | | | |
| Valladolid | 6,48 | Palencia | 12% | Almería | 19% | Valladolid | 12% | Barcelona | 25% | Madrid | 33% | Barcelona | 37% | | | | | | | |
| Cáceres | 6,75 | Almería | 12% | Valladolid | 19% | Barcelona | 12% | Valladolid | 25% | Valladolid | 32% | Madrid | 33% | | | | | | | |
| Jaén | 6,88 | Castelló de la Pl. | 11% | Jaén | 18% | Burgos | 11% | Burgos | 23% | Cádiz | 32% | Palencia | 32% | | | | | | | |
| Burgos | 7,17 | Burgos | 11% | Burgos | 17% | Cáceres | 10% | Madrid | 22% | Madrid | 32% | Ciudad Real | 27% | | | | | | | |
| Madrid | 7,44 | Logroño | 11% | Castelló de la Pl. | 16% | Madrid | 10% | Logroño | 21% | Jaén | 28% | Logroño | 27% | | | | | | | |
| Cádiz | 7,67 | Teruel | 10% | Teruel | 16% | Logroño | 10% | Cáceres | 21% | Cáceres | 27% | Álava | 26% | | | | | | | |
| Ávila | 7,73 | Zaragoza | 10% | Granada | 16% | Soria | 9% | Ciudad Real | 21% | Logroño | 27% | Soria | 23% | | | | | | | |
| Cuenca | 7,90 | Cuenca | 10% | Sevilla | 16% | Jaén | 9% | Cádiz | 20% | Ciudad Real | 27% | Burgos | 23% | | | | | | | |
| Logroño | 7,92 | Madrid | 10% | Cuenca | 16% | Cádiz | 9% | Jaén | 19% | Soria | 26% | Cádiz | 22% | | | | | | | |
| Segovia | 8,01 | Soria | 10% | Logroño | 15% | Teruel | 9% | Cuenca | 19% | Sevilla | 25% | Jaén | 22% | | | | | | | |
| Badajoz | 8,10 | Albacete | 10% | Zaragoza | 15% | Málaga | 9% | Teruel | 18% | Teruel | 25% | Tarragona | 22% | | | | | | | |
| Soria | 8,10 | Granada | 10% | Madrid | 15% | Ciudad Real | 8% | Soria | 18% | Burgos | 25% | Teruel | 21% | | | | | | | |
| Ciudad Real | 8,20 | Jaén | 9% | Alava | 15% | Zaragoza | 8% | Tarragona | 18% | Badajoz | 24% | Santander | 21% | | | | | | | |
| Salamanca | 8,21 | Córdoba | 9% | Valencia | 14% | Huesca | 8% | Badajoz | 17% | Ávila | 24% | Cuenca | 20% | | | | | | | |
| Toledo | 8,27 | Segovia | 9% | Vizcaya | 14% | Cuenca | 8% | Granada | 17% | Tarragona | 24% | Gerona | 20% | | | | | | | |
| Teruel | 8,28 | Álava | 9% | Cádiz | 14% | Badajoz | 8% | Huesca | 17% | Almería | 24% | Segovia | 20% | | | | | | | |
| Zaragoza | 8,31 | Barcelona | 9% | Murcia | 14% | Castelló de la Pl. | 8% | Castelló de la Pl. | 17% | Huesca | 23% | Badajoz | 20% | | | | | | | |
| Almería | 8,43 | Toledo | 9% | Segovia | 14% | Murcia | 8% | Guadalajara | 17% | Vizcaya | 23% | Cáceres | 20% | | | | | | | |
| Zamora | 8,44 | Valencia | 9% | Tarragona | 14% | Tarragona | 8% | Málaga | 16% | Cuenca | 22% | Vizcaya | 19% | | | | | | | |
| Sevilla | 8,44 | Sevilla | 9% | Albacete | 14% | Tarragona | 8% | Toledo | 16% | Granada | 22% | Guadalajara | 19% | | | | | | | |
| Albacete | 8,50 | Murcia | 9% | Málaga | 14% | Segovia | 7% | Salamanca | 16% | Castelló de la Pl. | 22% | Sevilla | 19% | | | | | | | |
| Córdoba | 8,64 | Vizcaya | 8% | Córdoba | 14% | Zamora | 7% | Ávila | 16% | Segovia | 22% | Castelló de la Pl. | 18% | | | | | | | |
| Málaga | 8,80 | Tarragona | 8% | Toledo | 13% | Toledo | 7% | Zaragoza | 16% | Alava | 21% | Albacete | 17% | | | | | | | |
| Guadalajara | 8,81 | Huesca | 8% | Barcelona | 13% | León | 7% | Sevilla | 16% | Córdoba | 21% | Granada | 17% | | | | | | | |
| Granada | 8,90 | Gerona | 8% | Soria | 13% | Salamanca | 7% | Zamora | 16% | Zaragoza | 21% | Almería | 15% | | | | | | | |
| Barcelona | 8,90 | Navarra | 8% | Huesca | 12% | Alava | 7% | Vizcaya | 15% | Albacete | 20% | Alicante | 14% | | | | | | | |
| Castelló de la Pl. | 8,96 | Málaga | 8% | Lérida | 12% | Guadalajara | 7% | Almería | 15% | Valencia | 20% | Guipuzcua | 14% | | | | | | | |
| Murcia | 9,10 | Guadalajara | 8% | Gerona | 12% | Navarra | 7% | Córdoba | 15% | Toledo | 19% | Zaragoza | 14% | | | | | | | |
| Vizcaya | 9,38 | Alicante | 8% | Cáceres | 12% | Valencia | 7% | Valencia | 15% | León | 19% | Navarra | 14% | | | | | | | |
| León | 9,49 | Lérida | 7% | Navarra | 12% | Granada | 7% | Navarra | 15% | Gerona | 19% | Huesca | 13% | | | | | | | |
| Valencia | 9,50 | Badajoz | 7% | Alicante | 12% | Almería | 7% | Murcia | 15% | Alicante | 19% | Córdoba | 13% | | | | | | | |
| Álava | 9,60 | Huelva | 7% | Guadalajara | 11% | Albacete | 6% | León | 15% | Zamora | 19% | Lérida | 13% | | | | | | | |
| Huesca | 9,68 | Baleares | 7% | Huelva | 11% | Alicante | 6% | Albacete | 14% | Santander | 19% | Huelva | 13% | | | | | | | |
| Navarra | 9,90 | Ciudad Real | 7% | Ciudad Real | 11% | Ávila | 6% | Segovia | 14% | Navarra | 19% | Oviedo | 12% | | | | | | | |
| Alicante | 10,22 | Ávila | 7% | Salamanca | 10% | Córdoba | 6% | Alicante | 13% | Guadalajara | 18% | León | 11% | | | | | | | |
| Huelva | 10,38 | Cádiz | 6% | Ávila | 10% | Santander | 6% | Álava | 13% | Málaga | 17% | Toledo | 11% | | | | | | | |
| Tarragona | 10,84 | Santander | 6% | Badajoz | 10% | Gerona | 6% | Santander | 13% | Oviedo | 16% | Ávila | 10% | | | | | | | |
| Santander | 11,06 | Cáceres | 6% | León | 9% | Sevilla | 6% | Gerona | 13% | Huelva | 16% | Murcia | 7% | | | | | | | |
| Las Palmas | 11,44 | Salamanca | 6% | Baleares | 9% | Guipuzcua | 5% | Guipuzcua | 11% | Murcia | 16% | Baleares | 7% | | | | | | | |
| Gerona | 11,48 | Guipuzcua | 5% | Santander | 9% | Oviedo | 5% | Oviedo | 10% | Salamanca | 14% | Las Palmas | 7% | | | | | | | |
| Lérida | 11,64 | León | 5% | Guipuzcua | 9% | Orense | 5% | Huelva | 10% | Guipuzcua | 14% | Zamora | 7% | | | | | | | |
| Oviedo | 11,78 | Oviedo | 5% | Zamora | 8% | Lérida | 4% | Lérida | 10% | Lérida | 14% | Valencia | 6% | | | | | | | |
| La Coruña | 11,93 | Zamora | 5% | Oviedo | 8% | Baleares | 4% | Orense | 9% | Baleares | 12% | La Coruña | 6% | | | | | | | |
| Guipuzcua | 12,14 | Las Palmas | 4% | La Coruña | 8% | Huelva | 4% | La Coruña | 8% | La Coruña | 11% | Pontevedra | 3% | | | | | | | |
| Baleares | 13,30 | La Coruña | 4% | Lugo | 5% | La Coruña | 3% | Baleares | 7% | Las Palmas | 9% | Lugo | 3% | | | | | | | |
| Pontevedra | 13,41 | Lugo | 3% | Orense | 5% | Lugo | 3% | Lugo | 6% | Lugo | 8% | Orense | 2% | | | | | | | |
| Orense | 13,57 | Sta. Cruz de T. | 3% | Las Palmas | 4% | Pontevedra | 2% | Las Palmas | 6% | Pontevedra | 8% | Sta. Cruz de T. | -1% | | | | | | | |
| Sta. Cruz de T. | 13,89 | Pontevedra | 2% | Pontevedra | 4% | Las Palmas | 2% | Pontevedra | 5% | Orense | 7% | Málaga | -9% | | | | | | | |
| Lugo | 14,01 | Orense | 2% | Sta. Cruz de T. | 3% | Sta. Cruz de T. | 1% | Sta. Cruz de T. | 4% | Sta. Cruz de T. | 6% | Salamanca | ND | | | | | | | |

FUENTE: elaboración propia a partir de datos de los censos de 1930 y 1940.

6. CONCLUSIONES

El objetivo de este artículo ha sido doble. En primer lugar, presentar y validar una fuente —las preguntas retrospectivas sobre fecundidad realizadas a las mujeres casadas al menos una vez en los censos de 1930 y 1940— y una metodología —su uso para estimar los niveles de supervivencia / mortalidad en la infancia en las provincias españolas, según un método propuesto inicialmente por Brass—. Una vez culminado este primer objetivo con resultados satisfactorios, se ha aplicado esta fuente de información a las provincias españolas durante el periodo histórico clave comprendido entre la Gripe de 1918 y la Guerra Civil.

La evolución histórica de los niveles de supervivencia en la infancia dibujada por los datos censales retrospectivos para el conjunto de España es muy similar a la que Arbelo y Gómez Redondo han obtenido para la mortalidad infantil a partir del MNP, y los coeficientes de determinación obtenidos al analizar la correlación entre dichas fuentes refuerzan la credibilidad de los datos aquí empleados también a nivel provincial.

Los resultados referidos a la distribución geográfica de la incidencia de la mortalidad en la infancia según el censo de 1930 (que reflejan básicamente la situación existente a finales de la década de 1910 y durante los años 20) dibujan la existencia de una dicotomía entre las provincias del interior peninsular, con mayor mortalidad en estas edades —lo que reflejaría su retraso en el arranque de la transición demográfica— y las de la periferia, con mayores niveles de supervivencia, especialmente en las provincias más septentrionales (desde Galicia a Cataluña y Baleares), así como la pervivencia de una hipermortalidad urbana. Los datos procedentes del censo de 1940 y los obtenidos mediante el Método 2, que combina ambos censos, muestran, sin embargo, que en la década de 1930 las capitales de provincia pasan progresivamente a presentar mayores niveles de supervivencia en la infancia que las áreas rurales circundantes (restos provinciales) al tiempo que el patrón centro / periferia se transforma en otro que opone las provincias más septentrionales a todas las demás situadas en el centro y sur peninsular debido a la pérdida de posiciones relativas de ciertas provincias andaluzas. Todo ello en un contexto generalizado de ganancia de niveles de supervivencia que es más pronunciado en las provincias interiores y en aquéllas más urbanizadas como Madrid y Barcelona. Este proceso se truncó con el estallido de la Guerra Civil, que provocó un

aumento generalizado de la mortalidad en la infancia en prácticamente todas las provincias, aunque con una cierta ruptura de los patrones territoriales tan nítidos existentes con anterioridad, que se difuminan parcialmente. Estas modificaciones, en el fondo, no hacen más que reflejar el impacto diferencial de la guerra sobre los diferentes territorios de España, aunque, debido al propio conflicto militar y a las consecuencias de éste sobre el sistema estadístico, los resultados del último corte temporal se han de interpretar con precaución.

En resumen, a lo largo de las dos décadas estudiadas son las provincias gallegas, el resto de la cornisa cantábrica, los dos archipiélagos y ciertas provincias del litoral mediterráneo las que, a pesar de mantenerse entre las zonas con menor mortalidad al final del período analizado, habrían experimentado una menor ganancia de los niveles de supervivencia en la infancia. Al mismo tiempo, serían las provincias del interior, a pesar de mantenerse en la cola al final de los años 30, las que a lo largo del período estudiado habrían mejorado más, en términos relativos, sus niveles de supervivencia infantil, junto con las zonas urbanas e industriales.

Estas modificaciones en la distribución territorial de la mortalidad parecen ilustrar un cambio de tendencia respecto de las causas de muerte y de los factores que determinan la mortalidad —es decir, la exposición a los factores de riesgo—, tal como expresan las teorías de la transición epidemiológica y de la transición sanitaria. Los cambios propiciados por la revolución en la microbiología²³ y las intervenciones a ella asociada (mejoras de las condiciones de vida en las ciudades gracias a los programas de salud pública, extensión de las infraestructuras higiénico-sanitarias y aplicación masiva de avances médicos) supusieron que las ventajas ecológicas que con anterioridad favorecían especialmente a las regiones del Cantábrico²⁴, y secundariamente a las pro-

23 «Las posibilidades reales de convertir los ingresos en salud y supervivencia cambiaron a partir de finales del siglo XIX con el descubrimiento de la teoría microbiana. La nueva ciencia, además de elevar las proporciones de supervivientes, estableció a principios de este siglo (XX) una nueva y más estrecha relación entre la renta y la mortalidad» (Cussó, Nicolau, 2000: 549-550).

24 Como por ejemplo un clima más moderado en verano o la mayor disponibilidad de productos lácticos, que habrían sido históricamente un factor determinante para contener la mortalidad por infecciones digestivas, causante de la mayoría de las muertes de los infantes en contextos de alta mortalidad. En cambio, en el interior de la península padecían una doble desventaja ecológica: veranos más cálidos e inviernos más fríos. Esto último aumentaba la incidencia de las enfermedades respiratorias, la segunda causa de muerte (Cussó, Nicolau 2000; Ramiro Fariñas, Sanz Gimeno, 2000).

vincias mediterráneas, perdiesen importancia en favor de otros factores más relacionados con el nivel de desarrollo económico, educativo o de organización social y de la capacidad de las instituciones para movilizarse y organizarse.

Según Cussó (2000), la mejora institucional, más lenta en las zonas agrarias, y la difusión de los nuevos procedimientos terapéuticos, fueron los factores más importantes para entender el acercamiento de nuestro país respecto a los niveles europeos de supervivencia así como el cambio en la distribución territorial de la mortalidad en la infancia durante las dos décadas analizadas. Las provincias más industrializadas y urbanizadas acumularon la mayor parte de la inversión y el desarrollo económico. Esto comportó un mayor aumento de los ingresos per cápita, que junto a las ventajas que se derivan de las economías de escala, favorecieron las inversiones necesarias para mejorar las condiciones higiénicas. Estas provincias, junto con las del interior que habían sido las más desfavorecidas por sus condiciones medioambientales, fueron las que más redujeron la mortalidad en la infancia durante el período a que se refiere este trabajo. Estos procesos, iniciados mucho antes, cristalizaron en las décadas de 1920 y 1930, como han reflejado los datos censales retrospectivos.

En definitiva, este artículo demuestra que la utilización de los datos censales retrospectivos sobre fecundidad para estimar los niveles de supervivencia en la infancia es una buena herramienta para ampliar nuestro conocimiento sobre la evolución de la mortalidad en España y sus patrones territoriales, al tiempo que abre nuevos caminos para la investigación en el futuro.

BIBLIOGRAFÍA

- ARBELO, A. (1962): *La mortalidad de la infancia en España, 1901-1950*, Madrid, CSIC.
- AURIAT, N. (1996): *Les défaillances de la mémoire humaine. Aspects orientatifs des enquêtes rétrospectives*. París, INED / PUF.
- BERNABEU, J.; ROBLES, E. (2000): «Demografía y problemas de Salud. Unas reflexiones críticas sobre los conceptos de transición demográfica y sanitaria», *Revista Política y sociedad*.
- BERNABEU, J.; CABALLERO, P.; GALIANA, M.E.; NOLASCO, A. (2006) «Niveles de vida y salud en la España del primer franquismo: Las desigualdades en la mortalidad infantil», *Revista de Demografía Histórica*, XXIV, I, segunda época, pp. 181-201.

- BLANES, A. (1996): *La mortalidad en España, 1960-1991: Análisis territorial y por causas*, Memoria de investigación, Universitat Autònoma de Barcelona.
- BOLUMAR MONTRULL, F. *et al.* (1981): «Mortalidad en España I. La mortalidad infantil en España, 1900-1976. Valoración regional», *Revista de Sanidad e Higiene Pública*, núm. 55, pp. 1205-1219.
- BRASS, W. (1964): *Uses of census or survey data for estimation of vital rates*, Seminario Africano sobre Estadísticas Vitales, Addis Abeba.
- BRASS, W. (1981): «Birth History Analysis», comunicación presentada en la *World Fertility Survey Conference*, Londres, International Statistical Institute.
- BRASS, W. (1985): *Advances in Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*, Londres, Centre for Population Studies, London School of Hygiene and Tropical Medicine.
- CABRÉ, A. (1999): *El sistema català de reproducció*, Barcelona, Proa.
- COALE, A. J.; DEMENY, P. (1966): *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton, Princeton University Press.
- COALE, A. J.; TRUSSELL, T. J. (1974): «Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations», *Population Index*, vol. 40, núm. 2, pp. 185-258.
- COALE, A. J.; TRUSSELL, T. J. (1977): «Estimating the time to which Brass estimates apply», Anexo I de S.H. PRESTON y A. PALLONI «Fine-tuning Brass-type mortality estimates with data on ages of surviving children», *Population Bulletin of the United Nations*, núm. 10, pp. 87-89.
- CUSSÓ, X. (2000): *Alimentació, mortalitat i desenvolupament. Evolució de les disparitats regionals a Espanya des de 1860*. Tesis doctoral.
- CUSSÓ, X.; NICOLAU, R. (2000): «La mortalidad antes de entrar en la vida activa en España», *Revista de Historia Económica*, vol. XVIII, núm. 3, pp. 525-551.
- DOPICO, F. (1985/1986): «Desarrollo económico y social y mortalidad infantil. Diferencias regionales (1860-1950)», *Dynamis*, 1985/1986, pp. 381-396.
- DOPICO, F. (1987): «Regional Mortality Tables for Spain in the 1860s», *Historical Methods*, vol. 20, núm. 1, pp. 173-179.
- DOPICO, F.; REHER, D. S. (1998): *El declive de la mortalidad en España, 1860-1930*, Madrid, Asociación de Demografía Histórica, 1.
- ECHEVERRI DÁVILA, B. (1983): *La mortalidad en España 1900-1936*, Tesis de licenciatura, Facultad de Ciencias Políticas y Sociología, Universidad Complutense de Madrid.
- FRENK, J.; BOBADILLA, J. L.; STERN, C.; FREJKA, T.; LOZANO, R. (1991): «Elements for a theory of the health transition», *Health Transition Review*, 1, pp. 21-38.
- GARCÍA SOLER, A. (2006): *L'estimació de la mortalitat en la infantesa a partir de les dades censals retrospectives sobre fecunditat: una nova aportació als estudis sobre les pautes territorials de la mortalitat a Espanya*. Memoria de investigación, Departament de Geografia, Universitat Autònoma de Barcelona.

- GARCÍA SOLER, A.; GIL ALONSO, F. (2007): «El impacto de la Guerra Civil sobre la mortalidad en la infancia: Análisis territorial a partir de la información censal retrospectiva». Comunicación al VIII Congreso de la Asociación de Demografía Histórica (ADEH), (Sesión 17: *El comportamiento demográfico en la España de Franco*), Mahón, 31 de mayo, 1-2 de junio.
- GIL ALONSO, F. (1997): «Las diferencias territoriales en el descenso de la fecundidad en España», publicado en *Boletín de la ADEH*, vol. xv, núm. 2, pp. 13-54.
- GIL ALONSO, F. (1998): «Evaluación crítica de la información sobre fecundidad del Censo de 1920», *Estadística Española*, vol. 40, núm. 143, pp. 111-146.
- GIL ALONSO, F. (2005): *El descenso histórico de la fecundidad matrimonial. Análisis territorial retrospectivo a partir de los censos de 1920, 1930 y 1940*. Tesis doctoral, Departament de Geografia, Universitat Autònoma de Barcelona.
- GÓMEZ REDONDO, R. (1992): *La mortalidad infantil española en el Siglo xx*, Madrid, CIS.
- HAUSER, R. (1913): *La geografía médica de la Península Ibérica*, Madrid, Imprenta de Eduardo Arias.
- LIVI BACCI, M. (1998): *Ensayo sobre la historia demográfica europea*, Barcelona, Ariel.
- MCKEOWN, T. (1976): *The Modern Rise of Population*, Londres, Arnold.
- MUÑOZ PRADAS, F. (2005): «Geografía de la mortalidad española del siglo xix: una explicación de sus factores determinantes», *Boletín de la AGE*, vol. 40, pp. 269-310.
- MUÑOZ PRADAS, F.; NICOLAU NOS, R. (1995): «Transition in mortality and health: theory, comparison and historical evidence», *Polish Population Review*, vol. 7, pp. 55-72.
- NACIONES UNIDAS (1986): *Manual X. Técnicas indirectas de estimación demográfica*, Nueva York, ONU.
- NADAL, J. (1984): *La población española (siglos xvi a xx)*, Barcelona, Ariel.
- NICOLAU NOS, R. (1991): «Trayectorias regionales en la transición demográfica española», en M. LIVI BACCI (ed.) *Modelos regionales de la transición demográfica en España y Portugal*, Alicante, Instituto de Cultura Juan Gil-Albert, pp. 49-65.
- OMRAN, A.R. (1971): «The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change», *The Milbank Fund. Quarterly*, vol. 49, núm. 4, pp. 509-583.
- PASCUA, M. (1934): *La mortalidad infantil en España*, Madrid, Departamento de estadísticas sanitarias de la Dirección General de Sanidad.
- PÉREZ MOREDA, V. (1984): «La evolución demográfica española en el siglo xix (1797-1930): tendencias generales y contrastes regionales», en *L'evoluzio-ne demográfica del'Italia del secolo xix. Continuità e mutamenti (1796-1914)*, Bolonia, pp. 45-114.
- PÉREZ MOREDA, V.; RAMIRO FARIÑAS, F.; SANZ GIMENO, A. (2004): «Dying in the city: urban mortality in Spain in the middle of the health

- transition: 1900-1931», en SONNINO, E. (ed.) *Living in the city (14th – 20th centuries)*, Roma, La Sapienza, pp. 617-654.
- RAMIRO FARÍÑAS, D.; SANZ GIMENO, A. (2000): «Structural Changes in Childhood Mortality in Spain, 1860-1990», *International Journal of Population Geography*, vol. 6, núm. 1, pp. 61-82.
- RECAÑO, J.; ESTEVE, A. (2006): «(Re-)visitando García Faria: Un estudio de los factores espaciales y medioambientales de la mortalidad en la Barcelona de finales del siglo XIX», *Revista de Demografía Histórica*, xxiv, I, 2006, segunda época, pp. 121-178.
- REHER, D.S. (2001): «In the search of the urban penalty: exploring urban and rural mortality patterns in Spain during the demographic transition», *International Journal of Population Geography*, vol. 7, núm. 2, pp. 105-127.
- REHER, D.S.; SANZ GIMENO, A. (2004): «Childhood mortality patterns in Spain before and during the demographic transition: In search of new dimensions», en BRESCHI, M. y POZZI, L. (eds.) *The determinants of infant and child mortality in past European populations*, Udine, Forum, pp. 19-42.
- REVENGA, R. (1904): *La muerte en España. Estudio estadístico sobre la mortalidad*, Madrid, Imprenta de la Prensa de Madrid.
- SÁNCHEZ VERDUGO, J. (1948): *La mortinatalidad en España. Sus variaciones cronológicas y geográficas en el siglo actual*, II Congreso Luso-Español de Obstetricia y Ginecología, Madrid, pp. 5-27.
- SANZ GIMENO, A. (2001): «Infancia, mortalidad y causas de muerte en España en el primer tercio del siglo XX (1906-1932)», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, núm. 95, pp. 129-154.
- SANZ GIMENO, A.; RAMIRO FARÍÑAS, D. (1997): «Estructuras internas de la mortalidad en la infancia (0-4 años) en la España del siglo XX», *Política y Sociedad*, núm. 26, pp. 125-142.
- SERIGO SEGARRA, A. (1977): *La evolución de la mortalidad infantil en España*. Madrid, Dirección General de Sanidad, Publicaciones «Al servicio de España y del niño español», núm. 311.
- TRUSSELL, T. J. (1975): «A re-estimation of the multiplying factors for the Brass technique for determining childhood survivorship rates», *Population Studies*, vol. xxix, núm 1, pp. 97-108.
- VILLAR SALINAS, J. (1951): *Tendencia contemporánea de la mortalidad infantil española*, Madrid, Dirección General de Sanidad, Sección Puericultura, Publicaciones «Al servicio de España y del niño español».

ANEXO METODOLÓGICO

Método 1. Estimación de la mortalidad en la infancia usando datos clasificados por duración del matrimonio procedentes de una encuesta o censo

Para estimar la mortalidad en la infancia utilizando datos clasificados por la duración del matrimonio procedentes de un único censo es necesario disponer de los siguientes datos: el número de hijos nacidos vivos, así como los fallecidos, clasificados por grupo quinquenal de duración del matrimonio de la madre²⁵ (si es posible, por sexo, aunque no es imprescindible²⁶); así como el número total de mujeres no solteras pertenecientes a tales grupos de duración. Una vez disponemos de los datos se han de seguir los siguientes pasos:

- El primer paso es calcular la paridez promedio correspondiente a cada grupo de duración (i).

$$\text{Paridez promedio } (i) = \text{Hijos nacidos vivos } (i) / \text{Mujeres alguna vez casadas } (i)$$

- El segundo paso es calcular la proporción de hijos muertos para cada grupo de duración del matrimonio respecto al total de hijos vivos declarados por las mujeres no solteras pertenecientes a cada grupo de duración.

$$\text{Proporción de hijos muertos } (i) = \text{Hijos muertos } (i) / \text{Hijos nacidos vivos } (i)$$

- El tercer paso es el cálculo de los multiplicadores k(i), que se obtienen a partir de la siguiente ecuación:

$$k(i) = a(i) + b(i)(P(0-5)/P(6-10)) + c(i)(P(6-10)/P(11-15))$$

que consta de una serie de cocientes calculados a partir de la paridez (P) o número medio de hijos nacidos vivos de los tres primeros grupos de duración, calculados en el primer paso, y de los coeficientes a, b, y c, para a cada grupo de duración (i) que se encuentran en la Tabla 56 del Manual X de Naciones Unidas (1986), elaborada siguiendo el método Trussell.

25 La duración del matrimonio se define para el tiempo transcurrido desde el inicio del primer matrimonio.

26 Disponer de datos clasificados por sexo permite estimar por separado la mortalidad para cada sexo sin necesidad de realizar imputaciones basadas en modelos y, además, disponer de los índices de masculinidad nos permite evaluar la consistencia de los datos. En todo caso, no es imprescindible y en este trabajo no se ha aplicado, ya que los datos de los censos de 1930 y 1940 no permiten hacer estimaciones por sexo.

- El cuarto paso consiste en el cálculo de la $q(x)$ y de la $l(x)$, a partir de las proporciones de hijos muertos $D(i)$ y de los multiplicadores $k(i)$:

$$q(I) = k(i) D(i)$$

$$l(x) = 1.0 - q(x)$$

- El quinto paso, y último, es el cálculo del período de referencia, $t(x)$, o número de años que preceden el momento censal, a que se refiere la $q(x)$, considerando que ésta ha evolucionado gradualmente. El valor de $t(x)$ se obtiene, para cada grupo de duración, a partir de la siguiente ecuación:

$$t(x) = a(i) + b(i)(P(0-5)/P(6-10)) + c(i)(P(6-10)/P(11-15))$$

Esta ecuación incluye los mismos cocientes P calculados a partir de la paridez de los tres primeros grupos de duración utilizados anteriormente para obtener los multiplicadores $k(i)$, así como de los coeficientes a , b y c , distinto para cada grupo de duración que encontramos en la Tabla 57 del Manual X de Naciones Unidas,

Método 2. Estimación de la mortalidad en la infancia usando datos clasificados por duración del matrimonio procedentes de dos encuestas o censos

Este método es una variación del anterior pero trata de evitar las posibles distorsiones causadas por el descenso de la fecundidad mediante la utilización, para estimar los multiplicadores $k(i)$, de datos de fecundidad efectiva de cohortes reales calculadas a partir de dos censos o encuestas separadas por un intervalo de cinco o diez años. Por esta razón el Manual X denomina a este método «estimación de la mortalidad en la infancia cuando se conoce la experiencia de la fecundidad de cohortes reales». Los datos necesarios para aplicar este método son: el número de mujeres casadas alguna vez y el de sus hijos nacidos vivos para dos censos, y los hijos muertos o supervivientes en el momento de la encuesta más reciente. Los datos han de estar clasificados, en todos los casos, por grupos quinquenales de duración. Una vez disponemos de los datos se han de seguir los mismos pasos requeridos por el método 1 pero con algunas modificaciones:

- El primer paso, el cálculo de la paridez media para cada grupo de duración, se ha de llevar a cabo para los dos censos.
- El segundo paso, el cálculo de la proporción de hijos muertos, debe efectuarse a partir de lo declarado en el momento del segundo censo.
- En el tercer paso, en el cálculo de los multiplicadores $k(i)$ interviene la fecundidad efectiva de las cohortes reales. Estos se estiman para cada grupo de duración quinquenal mediante ecuaciones ajustadas por regresión según el método de los mínimos cuadrados. Estas ecuaciones

tienen como variable independiente el cociente de las paridades de una cohorte de mujeres calculada en dos momentos censales. Si estos dos momentos se distancian en 10 años, los cocientes adoptan la forma: $P(i-2, 1) / P(i, 2)$, o sea, la paridez $P(i-2)$ de un grupo de duración del primer censo dividido por la paridez, $P(i)$, del grupo de duración 10 años más viejo —que pertenece a la misma cohorte de mujeres— del segundo censo. Con esta serie de cocientes y los coeficientes $a(i)$ y $b(i)$ de la Tabla 73 del Manual X se calculan los multiplicadores $k(i)$:

$$k(i) = a(i) + b(i) P(i-2, 1) / P(i, 2)$$

- El cuarto paso es la estimación de la probabilidad de morir y de supervivencia. Los valores estimados de $q(x)$, se obtienen multiplicando las proporciones de hijos muertos observadas en la segunda encuesta, $D(i, 2)$, por los multiplicadores calculados en el paso tres. A partir de $q(x)$ se obtiene su complementario, $l(x)$.

$$q(x) = k(i) D(i, 2)$$

$$l(x) = 1 - q(x)$$

- El quinto y último paso es la estimación del período de referencia $t(x)$, número de años anteriores a la segunda encuesta a la cual se refiere el valor correspondiente de $q(x)$ en un contexto de disminución de la mortalidad:

$$t(x) = a(i) + b(i) P(i-2, 1) / P(i, 2)$$

Los coeficientes $a(i)$ y $b(i)$ se encuentran en Tabla 77 del Manual X de Naciones Unidas.

Estimación del nivel de supervivencia de las tablas tipo de mortalidad de Coale y Demeny a partir de los valores estimados de $l(x)$.

Los cocientes de supervivencia $l(x)$ se pueden convertir fácilmente en niveles de supervivencia de las tablas tipo de Coale y Demeny usando la Tabla 232, correspondiente al conjunto de la población, modelo Sur, del Anexo VIII del Manual X de Naciones Unidas (1986). Para atribuir a cada probabilidad de supervivencia un nivel de mortalidad, basta con localizar los valores de $l(x)$ inmediatamente anterior y posterior en la columna correspondiente de la Tabla 232 y a través de una interpolación lineal determinar el valor exacto del nivel de la tabla tipo Sur.

A modo de ejemplo, como se ha establecido que los hijos de las mujeres pertenecientes al grupo de duración 0-5 presentes en el censo de 1930 tienen una edad media de 2 años, calculamos según el Método 1 el valor de $l(2)$. Se obtiene que $l(2) = 0,8272$, que significa que de 1000 nacidos vivos 815 cumplieron los

dos años de edad. Se observa en la Tabla 232 que este nivel de supervivencia corresponde a un nivel de tabla tipo de Coale y Demeny situado entre el nivel 13 Sur (0,8151) y el nivel 14 Sur (0,8309). Una simple interpolación lineal nos permite obtener el nivel de supervivencia exacto correspondiente a:

$$(0,8272 - 0,8151) / (0,8309 - 0,8151) + 13 = 13,77$$

A partir de estos niveles de supervivencia de las tablas tipo de mortalidad Sur de Coale y Demeny se puede estimar fácilmente la esperanza de vida al nacer que corresponde a cada territorio analizado.

