

# Las transiciones demográficas en España. Delimitación de los patrones territoriales mediante información censal retrospectiva (1930 y 1940)

Fernando Gil-Alonso<sup>1</sup>

## Resumen

La modernización de los comportamientos demográficos en España tuvo un período clave: las cuatro décadas comprendidas entre los inicios del siglo XX y el estallido de la Guerra Civil. Fue una época en la que se aceleraron los descensos de la fecundidad y la mortalidad, aunque de manera muy desigual en el territorio. El objetivo del artículo es analizar conjuntamente, a partir de información retrospectiva procedente de los censos de 1930 y 1940 y mediante el uso de las técnicas de estimación indirecta ideadas por Brass, los procesos de descenso de la fecundidad matrimonial y de la mortalidad en la infancia y sus diferencias a nivel territorial, con especial interés en las interdependencias entre ambos fenómenos. Los resultados señalan la importancia que, sobre el inicio del descenso de la fecundidad matrimonial, tuvo el descenso previo de la mortalidad en la infancia, el cual fue afectado, entre otros, por factores ambientales/climáticos.

**Palabras clave:** fecundidad, mortalidad, transición demográfica, distribución territorial, censos, información retrospectiva, métodos indirectos, España.

## Summary

The early 20th century, more precisely, the decades before the Spanish Civil War (1936-1939), played a key role in Spain's fertility and mortality modernisation, and therefore in its Demographic Transition. Even though changes accelerated, decline did not follow the same pace everywhere. In fact, it is the period when the greatest regional fertility and mortality differences are found, particularly in the 1920s and 1930s. This paper uses Spanish 1930

---

1 Investigador del subprograma *Ramón y Cajal* (financiado por el Ministerio de Ciencia e Innovación y por el Fondo Social Europeo) en el Departamento de Geografía Humana de la Universidad de Barcelona.

and 1940 censuses —specifically the retrospective questions posed to ever married women on the number of children ever-born— firstly to analyse fertility decline during the formerly mentioned period and then, to study child mortality decreasing patterns through Brass' based indirect estimation methods. It particularly focuses on how both phenomena are interrelated and on their impact at regional level, in order to show both regional transitional trajectories. Results show the key role played by child mortality decline (which was conditioned by environment/climatic factors, among others) to explain regional marital fertility patterns.

**Keywords:** fertility, mortality, demographic transition, regional distribution, census data, retrospective information, indirect methods, Spain.

### Résumé

Les quatre décennies comprises entre le début du XXème siècle et l'émergence de la Guerre civile espagnole ont été une période clé pour la modernisation des comportements démographiques en Espagne. Ce fut une époque d'accélération de la baisse de la fécondité et de la mortalité, mais de façon très inégale selon les régions espagnoles. L'objectif de cet article est d'analyser de façon conjointe les deux phénomènes (plus concrètement, la fécondité légitime et la mortalité à l'enfance) à partir des méthodes d'estimation indirecte de Brass, avec une attention spécifique portée sur leurs interrelations et sur leurs conséquences au niveau régional. Les résultats montrent le rôle qu'a joué, au début de la baisse de la fécondité légitime et de la différenciation des trajectoires régionales, la chute préalable des niveaux de mortalité dans l'enfance. Ces niveaux ont été eux-mêmes affectés, parmi d'autres facteurs, par l'environnement, spécialement climatique.

**Mots clés:** fécondité, mortalité, transition démographique, distribution territoriale, recensements, information rétrospective, méthodes indirectes de Brass, Espagne.

## INTRODUCCIÓN<sup>2</sup>

La modernización de los comportamientos demográficos en nuestro país, enmarcados en el proceso global conocido como Transición Demográfica, tuvo un período clave en cuanto a los descensos de la fecundidad y la mortalidad: las décadas comprendidas entre los inicios del

---

<sup>2</sup> Este artículo es un producto del proyecto I+D *La dinámica demográfica en España a través de los censos del siglo XX. Análisis histórico y territorial* (CSO2008-06217), dirigido por el Dr. Fernando Gil Alonso y financiado por el Ministerio de Ciencia e Innovación a través del Plan Nacional de I+D+i 2008-2011.

siglo XX y el estallido de la Guerra Civil<sup>3</sup>. Fue un época en la que se aceleraron los cambios que afectaron a ambos fenómenos pero de una manera muy desigual en el territorio, de manera que es en dicho período cuando encontramos las diferencias más acentuadas entre regiones, tanto en lo referente a la fecundidad como la mortalidad, especialmente en la infancia. Este hecho ha atraído la atención de muchos investigadores interesados en el estudio de la «modernización demográfica» española (Arango, 1987; Devolver, Nicolau y Panareda, 2006; Pérez Moreda, 1985; Tortella, 1995; Vidal Bendito, 1991).

El objetivo de la comunicación es analizar, a partir de información retrospectiva —que es intrínsecamente longitudinal— procedente de los censos de 1930 y 1940, el proceso conjunto de descenso de la fecundidad y de la mortalidad en la infancia en España en el periodo justamente anterior a la Guerra Civil, así como sus diferencias a nivel territorial, con especial interés en las interdependencias entre ambos fenómenos. Esta investigación tiene su origen en los trabajos anteriores que el autor ha dedicado al estudio de la transición de la fecundidad (Gil Alonso, 1997, 1998, 2000, 2005, 2007) y de la mortalidad en la infancia (García Soler, Gil Alonso, 2007; Gil Alonso, García Soler, 2009) a partir de información censal retrospectiva, y más concretamente de las preguntas realizadas a las mujeres alguna vez casadas sobre el número de hijos nacidos vivos y cuántos de éstos todavía estaban vivos en el momento censal. Los resultados de dichos trabajos y de los realizados anteriormente por otro autores (Arbelo, 1962; Bernabeu et al., 2006; Blanes, 2007; Bolumar Montrull, 1981; Echeverri Dávila, 1983; Gómez-Redondo, 1992; Leasure, 1963; Livi Bacci, 1968; Nicolau Nos, 1991; Ramiro Fariñas, Sanz Gimeno, 2000; Reher, Sanz Gimeno, 2004; Sánchez Barricarte, Veira Ramos, 2008) señalaron de manera inequívoca la existencia de unos patrones regionales de fecundidad y morta-

---

3 Este artículo tiene su origen en la comunicación «Pautas territoriales en la modernización de los comportamientos demográficos en España en el periodo pre-bélico: Un estudio de las dinámicas demográficas a partir de información longitudinal retrospectiva», que se presentó en el *X Congreso Español de Sociología. «Sociología y sociedad en España. Hace treinta años; dentro de treinta años»*, organizado por la Federación Española de Sociología (FES) en Pamplona del 1 al 3 de julio de 2010 (Grupo de Trabajo 26 — Sociología de la Población y Demografía). Este trabajo ha sido objeto de un proceso doble de evaluación anónima; el autor agradece los comentarios de los evaluadores, y los de los participantes en la sesión de dicho congreso, que han ayudado a mejorar la calidad del artículo.

lidad muy diversos y variables en el tiempo, que produjeron unas trayectorias transicionales muy diferenciadas espacialmente. Sin embargo, en estos estudios ambos fenómenos se analizaron separadamente. Aquí se quieren observar de manera global con el propósito de formular una explicación coherente, pues creemos que el estudio conjunto de las diferencias en la intensidad y el calendario del descenso de la fecundidad y la mortalidad, y, en suma, del desarrollo del proceso de transición demográfica en cada una de las provincias permitirá obtener una visión global de las pautas territoriales existentes a lo largo de la geografía española. Ello dará lugar a la elaboración de una tipología espacial para el conjunto de España que ofrecerá información sobre las diferentes dinámicas demográficas transicionales y los patrones geográficos regionales dibujados por éstas a lo largo del período analizado. Los resultados obtenidos a partir de este análisis comparativo nos podrán dar, en futuras investigaciones, información más detallada sobre los factores espaciales, tanto endógenos como exógenos, que contribuyeron a la modernización demográfica de la sociedad española en ese período clave de nuestra historia.

Este trabajo pretende verificar la validez de dos hipótesis opuestas. La primera sostiene que existió una relación directa entre descenso de la mortalidad en la infancia y caída de la fecundidad a nivel provincial: a un descenso mayor y más precoz de la primera correspondería uno similar de la segunda, de manera que todas las provincias siguieron trayectorias similares pero con un calendario más o menos retrasado. La segunda hipótesis, por el contrario, sostiene que no hubo tal relación lineal sino que cada provincia tuvo una trayectoria transicional distinta en función de los factores locales propios de cada una de ellas.

La comunicación se articula, a partir de esta introducción, en las siguientes secciones: la primera sección presenta la fuente de datos y la metodología utilizada, es decir, la información retrospectiva sobre hijos nacidos vivos e hijos fallecidos y supervivientes de los censos de 1930 y 1940, y los indicadores de fecundidad y mortalidad calculados a partir de ella; la sección 2.1. resume los principales resultados obtenidos a partir del análisis del descenso de la fecundidad en cuanto a los niveles provinciales observados y la tipología regional esbozada a partir de éstos; la sección 2.2. hace lo propio para la transición de la mortalidad en la infancia; la sección 2.3. analiza el descenso conjunto de ambos fenómenos a partir de los datos censales retrospectivos y dife-

rencia las pautas territoriales existentes mediante el establecimiento de una tipología regional a partir de un análisis de conglomerados jerárquicos (*cluster*), con el objetivo de verificar las dos hipótesis iniciales y proporcionar información sobre algunos de los factores desencadenantes de la modernización demográfica española; y la sección 3 y última recoge, a modo de conclusión, los principales resultados.

## 1. MATERIAL Y MÉTODO

### 1.1 El uso de información retrospectiva: los censos de 1930 y 1940

El Censo español de 1920 fue el primero que preguntó a las mujeres casadas y viudas cuántos hijos nacidos vivos habían tenido, cuántos habían fallecidos y cuantos continuaban vivos. Estas preguntas se volvieron a repetir en los censos de 1930 y 1940, así como en censos posteriores hasta 1991. Esta información se publicó, en el caso del Censo de 1920, en forma de grandes tablas de doble entrada donde las mujeres eran cuantificadas según el número de hijos todavía vivos — en un eje— y ya fallecidos —en el otro eje—, lo que permite obtener el número de mujeres según su número total de hijos nacidos vivos. Estas grandes tablas fueron desagregadas por grupos de edad de las mujeres en el momento censal, lo que permite reconstruir la fecundidad acumulada por las distintas cohortes femeninas, es decir, permite realizar un análisis longitudinal retrospectivo de la fecundidad (y a partir de ella, como veremos, de la mortalidad de sus hijos). El Censo de 1930, por su parte, proporcionó aún más información al añadir, a la clasificación por edad de la mujer, una nueva clasificación de la fecundidad de las mujeres alguna vez casadas según el número de años que éstas llevaban casadas, es decir, según la duración del matrimonio. Esta información, presentada de nuevo en forma de grandes tablas de doble entrada, y de gran utilidad para el estudio del control de la fecundidad<sup>4</sup>

---

4 En efecto, en una población como la analizada, con poca fecundidad extra-matrimonial, el periodo de fecundidad potencial —y su posible limitación— no se inicia a partir de una edad determinada de la mujer, sino a partir del momento en el que ésta contrae matrimonio. Esto es cierto incluso en el caso de las concepciones pre-nupciales, que están condicionadas por la certeza —o la esperanza— de un próximo matrimonio. En realidad, las concepciones pre-nupciales sólo habrían tenido un impacto relativa-

(Sanderson, 2000), sustituyó a las tablas de fecundidad de los matrimonios por edad de los cónyuges publicadas en 1920.

Por el contrario, el Censo de 1940, realizado en condiciones políticas, económicas y sociales difíciles, restringió en gran medida la información publicada sobre fecundidad retrospectiva: desaparecidas las grandes tablas de doble entrada, únicamente se dispone de los subtotales de mujeres en función del número de hijos vivos y fallecidos, pero no en función de los hijos nacidos vivos, por lo que se ha de calcular por separado el número medio de hijos vivos y fallecidos y sumar éstos para obtener el número medio de nacidos vivos. Presenta, sin embargo, una ventaja importante, pues el tipo de tablas utilizado permite obtener la descendencia media a la vez por edad de la mujer y por duración del matrimonio, en lugar de disponer de dos series diferentes de datos, lo que garantiza la coherencia de la información. Sin embargo, las dificultades de realización del censo en 1940, el contexto político totalitario y las perturbaciones demográficas provocadas por la Guerra Civil, con grandes desplazamientos de población amén de un aumento de la mortalidad, han otorgado bastante mala fama a este censo (Nicolau, 1985: 52; Arango, 1981:66). Sin embargo, en trabajos anteriores he demostrado que la información retrospectiva sobre fecundidad que proporciona este censo es de una calidad aceptable, superior a la de 1920 y sólo algo inferior a la de 1930<sup>5</sup> (Gil Alonso, 2005; Gil Alonso, 2007).

Disponemos, por lo tanto, de información de fecundidad retrospectiva por edad de la mujer alguna vez casada en los censos de 1920, 1930 y 1940, y de información por duración del matrimonio en los de 1930 y 1940. ¿Qué tipo de información utilizar? En principio parecería más lógico utilizar la primera —y así lo he hecho en anteriores trabajos (Gil Alonso, 2005, 2007)—, pues los datos clasificados por edad, al estar disponible el Censo de 1920, permite reconstruir la fecundidad

---

mente importante en determinadas zonas como Andalucía occidental o Galicia, facilitadas en estos territorios tanto por la tardía edad media a la nupcialidad como por la existencia de una numerosa población joven flotante (Muñoz Pérez, 1995).

5 El carácter retrospectivo de la información censal sobre fecundidad, que la robustece, pues supone la acumulación de una serie de acontecimientos vitales a lo largo de un periodo de tiempo prolongado, y el que los avatares que afectaron la demografía española en los años anteriores no tengan, en principio, por qué haber afectado de una manera diferencial a la población femenina en función del número de hijos nacidos vivos, parecen haber salvaguardado la fiabilidad de los datos de fecundidad retrospectiva del Censo de 1940 (Gil Alonso, 2005: 110).

de cohortes más antiguas de mujeres correspondientes a los últimos años del siglo XIX y primeras décadas del XX. Sin embargo, tras diferentes evaluaciones de la calidad de la información, los datos clasificados por duración del matrimonio aparecen como más fiables que los desagregados por edad (Gil Alonso, 2005; García Soler, Gil Alonso, 2007). Esto puede parecer lógico, puesto que 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 que 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.

Por otro lado, los datos clasificados por edad de la mujer presentan, en el caso de los censos de 1920 y 1930, una notable anomalía al contabilizar una parte de mujeres sin descendencia como mujeres de las que «no consta» el número de hijos<sup>6</sup>. Este es un problema ya conocido por los expertos que trabajan en países en desarrollo y existen técnicas, como la de El-Badry (1961), para corregir este sesgo, que el autor ha aplicado a la información por edad en trabajos anteriores (Gil Alonso, 2005). Tal tarea de corrección no ha sido necesaria en la serie de fecundidad retrospectiva por duración del matrimonio porque una buena parte de las mujeres que no declararon su fecundidad tampoco lo hicieron con el número de años que llevaban o habían estado casadas. Se trata probablemente de mujeres ausentes —de ahí que los mayores porcentajes de «no consta» se encuentren en provincias eminentemente emigratorias como las gallegas y Oviedo— cuya existencia, estado civil y, en algunos casos, edad aproximada fue referida por familiares o vecinos, pero de quienes no supieron indicar ni los años de casada ni el número de hijos que tenían o habían tenido. Por lo tanto, en la serie de información censal retrospectiva publicada por duración del matrimonio, gran parte de las mujeres no solteras sin declaración de descendencia se encuentran clasificadas en la categoría «no consta duración del matrimonio» (que representa el 12,6% a nivel nacional), mientras que los porcentajes de mujeres sin respuesta respecto al número de hijos nacidos vivos entre quienes sí declararon el número

---

6 Por ejemplo, en el Censo de 1930 «no consta» la descendencia de cerca del 10% de mujeres clasificadas por edad, aunque en algunas provincias este porcentaje llegaba al 30% y en algunos grupos de edad específicos incluso al 40%.

de años de casada es poco significativo y apenas llega al 3% en las provincias y los grupos de edad más afectados. Excluyendo, por tanto, del grupo de mujeres que no declararon el número de hijos a las que tampoco declararon el número de años de casada, el pequeño porcentaje restante se trataría mayoritariamente de mujeres infecundas clasificadas por equivocación en la categoría «no consta número de hijos»<sup>7</sup>.

También en la segunda parte del análisis, en la que se obtiene información sobre mortalidad en la infancia a partir de los datos de fecundidad, los datos clasificados por duración parecen ser más robustos que los clasificados por edad. Así, al efectuarse una evaluación preliminar de los resultados para los dos tipos de agregación de datos, para el conjunto de España, 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.

En consecuencia, la mayor coherencia interna y fiabilidad de los datos de fecundidad retrospectiva clasificados por duración me ha hecho decantarme por esta serie de datos, y no por los clasificados por edad de la madre —pese a perder la información del Censo de 1920, que no proporciona resultados por duración nupcial<sup>8</sup>—, a la hora de llevar a cabo este análisis.

## 1.2 Indicadores de fecundidad y mortalidad calculados a partir de información retrospectiva

A partir de la información disponible en los dos censos sobre fecundidad por duración del matrimonio se puede calcular, en primer lugar,

---

7 Por esta razón es innecesario corregir los restantes «no consta» mediante la técnica de El-Badry en el caso de los datos clasificados por el número de años de matrimonio. Por el contrario, las elevadas proporciones de mujeres que, dentro de la categoría «no consta duración del matrimonio», tampoco declaran su fecundidad, demuestra que éstas son auténticas «no consta» (es decir, mujeres que no declararon su fecundidad porque, en una parte significativa de casos, habían emigrado) y no nulíparas deficientemente clasificadas. La elevada correlación existente ( $r = 0,965^{**}$ ) entre los porcentajes provinciales de mujeres que no declaran su fecundidad y las de quienes no declaran los años de casada confirma además la vinculación existente entre ambas series de datos.

8 De todas formas, como ya se ha indicado, los datos provinciales de fecundidad del Censo de 1920 son de menor calidad comparados con los de 1930 y 1940 (Gil Alonso, 2005).



la distribución<sup>9</sup> de las mujeres según su descendencia (de 0 hijos a 10 y más) y su frecuencia relativa. También se puede calcular el número medio de hijos por mujer o descendencia media, dividiendo el número total de hijos por el número total de mujeres (casadas al menos una vez). Este indicador se puede calcular para los diferentes grupos de mujeres agrupados según su edad o, como se ha preferido en este caso, según la duración de su matrimonio.

Además de los distintos indicadores de fecundidad, la información censal retrospectiva también permite obtener información sobre las características de la mortalidad en la infancia. Partiendo de un procedimiento ideado por el gran demógrafo William Brass (1964), 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), es posible calcular los niveles de mortalidad —o de su opuesta, de supervivencia— a diferentes 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 su edad o, como en este caso, de la duración su matrimonio. 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 años<sup>10</sup> de casada, hasta el 21-25<sup>11</sup>. 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

---

9 Esta distribución es la base para calcular el indicador conocido como probabilidades de agrandamiento, que se puede utilizar para detectar la presencia de control de los nacimientos (Gil Alonso, 2005).

10 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.

11 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.

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» o, sencillamente, «mortalidad en la infancia».

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, como se ha hecho aquí, de duración del matrimonio, 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 multiplicadores<sup>12</sup>,  $k(i)$ , para convertir los valores observados,  $D(i)$ , en estimaciones de  $q(x)$ , de manera que se diera:

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

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

---

12 Los multiplicadores  $k(i)$  se calculan mediante una ecuación que utiliza las proporciones entre la descendencia 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 y Gil Alonso, 2007).

(1974). La versión perfeccionada de Trussell, denominada Método C en el Manual X de Naciones Unidas (1986:78-103), ha sido la que se ha aplicado de manera independiente a los datos de los censos de 1930 y 1940.

Los cortes temporales mencionados son el resultado del cálculo del periodo 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:

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

La ecuación consta de una serie de cocientes  $P(i)$  calculados a partir del 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. La Tabla 1 muestra la correspondencia entre los distintos grupos de duración —procedentes de los censos de 1930 y 1940— 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.

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

Censo	Grupo de duración	$l(x)$	$t(x)$ fecha ref.	nivel tabla	$e(0)$ mujeres	$e(0)$ hombres
1930	21-25	$l(15) = 0,6532$	1917,6	9,31	40,80	39,20
1930	16-20	$l(10) = 0,7239$	1920,9	11,56	46,60	44,10
1930	11-15	$l(5) = 0,7621$	1923,7	12,37	48,40	46,00
1930	6-10	$l(3) = 0,8003$	1626,4	13,36	50,90	48,20
1930	0-5	$l(2) = 0,8272$	1928,6	13,77	51,90	49,10
1940	21-25	$l(15) = 0,7418$	1927,7	12,71	49,30	46,70
1940	16-20	$l(10) = 0,7619$	1930,9	13,15	50,40	47,70
1940	11-15	$l(5) = 0,7928$	1933,6	13,82	52,10	49,20
1940	6-10	$l(3) = 0,8154$	1936,2	14,19	53,00	50,00
1940	0-5	$l(2) = 0,8070$	1938,6	12,50	48,80	46,20

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

La tercera columna por la derecha 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 sur<sup>13</sup>) de las familias de tablas de Coale y Demeny (1966). Estos niveles son fáciles 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.

13 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 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.

## 2. RESULTADOS

### 2.1 El descenso de la fecundidad: pautas territoriales

#### *Una caída de la fecundidad en el conjunto de España acelerada en los años 30...*

La superposición consecutiva de las cohortes de mujeres presentes en los dos censos analizados proporciona información sobre las descendencias declaradas por las diez cohortes de mujeres clasificadas según su promoción de matrimonio (Tabla 2). Estos datos muestran, para el conjunto de España, una caída lenta pero progresiva de la fecundidad matrimonial de las cohortes de mujeres casadas y viudas. Si el conjunto de las casadas en 1930 declaran unos cuatro hijos nacidos vivos de media, diez años después esta cifra se reduce a 3,65, es decir, un 8,5% menos, aunque esto es un promedio en el que pesan más las mujeres más ancianas presentes en el grupo abierto (más de 20 años de matrimonio en el censo de 1930 y más de 25 años en el de 1940), porque las cohortes con menor duración de matrimonio muestran en general mayores descensos.

Dado que se trata de cohortes de mujeres que todavía no han concluido, en su mayoría, su periodo reproductivo, se ha comparado la fecundidad media declarada por las promociones de alguna vez casadas presentes en el censo de 1930 con sus equivalentes en 1940, para así calcular la tasa de (de)crecimiento medio para los diez años transcurridos. Así, mientras que la fecundidad media de las mujeres con menos de 5 años de matrimonio pasa de 1,22 a 1,18, un descenso de sólo el 3,3%, en los tres grupos siguientes la disminución es de alrededor del 10%: -10,6% entre las que se casaron hace 6 a 10 años, -10,9% en las que lo hicieron hace entre 11 y 15 años, y -8,8% entre las que se casaron de 16 a 20 años antes de la fecha censal.

Puesto que el porcentaje de disminución de la fecundidad es ya menor entre las mujeres que casaron hace más de 20 años, podemos deducir que las mayores caídas de la fecundidad española correspondieron a las mujeres que se casaron a partir de 1920 y, especialmente, de 1925. Es decir, que el mayor descenso tuvo lugar en la segunda mitad de la década de 1920 así como en la década de 1930, ratificando estos resultados los obtenidos a partir de los datos de fecundidad retrospectiva clasificados por edad de la mujer (Gil Alonso, 2005, 2007). Una parte de esta disminución probablemente se deba al impacto de la Guerra Civil, aunque el tipo de información recogida por las preguntas retrospectivas sobre fecundidad no nos permita calcular el calendario de dicho descenso.

TABLA 2

Número medio de hijos nacidos vivos de las mujeres casadas y viudas según la duración del matrimonio en los censos de 1930 y 1940. Datos provinciales y total nacional

Años de matrimonio	CENSO DE 1930						CENSO DE 1940						
	<= 5	6-10	11-15	16-20	>20	total	<=5	6-10	11-15	16-20	21-25	>25	total
ALAVA	1,25	3,11	4,43	5,32	6,12	4,53	0,99	2,52	3,72	4,63	5,28	5,79	4,17
ALBACETE	1,19	2,87	4,09	4,92	5,53	4,18	1,20	2,59	3,84	4,78	5,25	5,49	4,08
ALICANTE	1,03	2,36	3,30	3,89	4,87	3,51	1,03	2,11	2,98	3,55	3,91	4,34	3,21
ALMERIA	1,14	2,70	3,90	4,69	5,48	4,09	1,25	2,47	3,72	4,75	5,15	6,13	4,29
AVILA	1,45	3,26	4,49	5,22	5,77	4,49	1,40	2,96	4,10	4,90	5,51	5,41	4,29
BADAJOS	1,22	2,96	4,19	4,90	5,52	4,25	1,17	2,70	3,74	4,65	4,77	4,99	3,87
BALEARES	0,96	2,15	2,98	3,44	4,42	3,32	0,87	1,98	2,70	3,09	3,37	4,15	3,05
BARCELONA	1,07	2,24	3,00	3,54	4,58	3,14	1,02	1,76	2,31	2,79	3,07	3,77	2,61
BURGOS	1,42	3,33	4,63	5,52	6,22	4,79	1,16	3,09	4,18	5,03	5,49	5,54	4,38
CACERES	1,32	3,11	4,32	5,09	5,79	4,31	2,01	2,41	4,00	4,84	5,01	5,16	4,04
CADIZ	1,22	2,89	4,15	5,06	5,77	4,31	1,26	2,77	4,08	4,90	4,95	5,24	3,98
CASTELLON	0,95	2,18	2,97	3,56	4,81	3,50	0,89	1,95	2,57	3,09	3,39	4,20	3,07
CIUDAD REAL	1,15	2,98	4,20	5,09	5,76	4,25	1,28	2,74	3,75	4,64	5,10	5,40	3,97
CORDOBA	1,23	3,02	4,28	5,08	5,61	4,26	1,20	2,77	4,01	5,01	5,33	5,41	4,07
LA CORUÑA	1,45	2,95	4,12	4,79	5,57	4,20	1,32	2,72	3,76	4,53	4,77	5,42	3,93
CUENCA	1,28	2,97	4,10	5,02	5,65	4,21	1,07	2,71	3,90	4,72	5,29	5,19	4,03
GERONA	1,06	2,14	2,90	3,40	4,11	3,14	0,95	1,83	2,43	2,94	3,30	4,02	2,90
GRANADA	1,14	2,95	4,28	5,10	5,66	3,93	1,20	2,64	3,93	4,97	5,33	5,49	4,08
GUADALAJARA	1,31	3,04	4,19	4,88	5,56	4,32	1,19	2,72	3,77	4,55	4,71	4,86	3,96
GUIPUZCOA	1,28	2,88	4,02	4,77	5,84	4,15	1,11	2,44	3,45	4,24	4,73	5,33	3,75
HUELVA	1,10	2,47	3,52	4,05	4,68	3,55	1,05	2,27	2,93	3,57	3,77	4,22	3,19
HUESCA	1,16	2,64	3,62	4,16	5,08	3,90	0,97	2,23	3,11	3,77	4,17	4,52	3,51
JAEN	1,24	3,01	4,44	5,32	5,78	4,35	1,15	2,66	4,17	5,12	5,45	5,51	4,10
LEON	1,48	3,25	4,47	5,23	5,92	4,56	1,14	2,73	3,92	4,70	5,26	5,11	4,00
LÉRIDA	1,05	2,29	3,15	3,52	4,39	3,32	0,92	2,00	2,69	3,25	3,68	4,36	3,18
LOGROÑO	1,37	2,99	4,24	5,08	5,92	4,46	0,98	2,57	3,63	4,36	4,92	5,44	3,91
LUGO	1,45	2,88	3,99	4,54	5,33	4,23	1,15	2,51	3,70	4,30	4,74	4,96	3,73
MADRID	1,19	2,56	3,49	4,10	5,31	3,61	1,10	2,14	2,94	3,57	3,91	4,67	3,07
MALAGA	1,12	2,80	4,05	4,80	5,49	4,11	1,50	2,81	3,65	4,40	4,53	4,98	3,82
MURCIA	1,18	2,70	3,97	4,73	5,68	4,19	1,41	2,54	3,49	4,27	4,50	5,16	3,71
NAVARRA	1,33	3,14	4,47	5,31	6,18	4,59	1,03	2,78	3,95	4,80	5,43	5,86	4,33
ORENSE	1,32	2,68	3,74	4,23	5,13	3,94	1,21	2,45	3,33	3,78	4,01	5,27	3,62
OVIEDO	1,41	3,08	4,38	5,11	6,07	4,49	1,20	2,37	3,45	4,44	5,08	5,35	3,87
PALENCIA	1,41	3,43	4,75	5,68	6,42	4,88	1,25	3,03	4,21	4,96	5,42	5,64	4,35
LAS PALMAS	1,37	3,37	4,87	5,88	6,99	5,02	1,09	3,14	4,74	5,87	6,35	6,93	4,92
PONTEVEDRA	1,46	2,86	3,90	4,34	4,93	3,90	1,34	2,68	3,58	4,19	4,67	4,95	3,70
SALAMANCA	1,38	3,17	4,38	4,95	5,70	4,47	0,24	2,92	4,05	4,74	5,09	5,40	4,13
SANTA CRUZ	1,40	3,19	4,37	5,34	6,09	4,54	1,31	3,13	4,48	5,44	5,71	5,69	4,29
SANTANDER	1,45	3,26	4,65	5,42	6,26	4,68	1,15	2,58	3,77	4,60	5,39	5,73	4,12
SEGOVIA	1,42	3,33	4,50	5,43	6,08	4,69	1,22	3,02	4,16	5,14	5,67	6,00	4,56
SEVILLA	1,21	2,76	3,89	4,67	5,33	3,97	1,18	2,58	3,71	4,57	4,84	5,43	3,95
SORIA	1,33	3,12	4,26	5,20	5,90	4,54	1,05	2,86	4,06	4,88	5,15	4,99	4,10
TARRAGONA	0,98	1,73	2,68	3,03	3,98	2,93	0,88	1,75	2,30	2,66	2,90	3,43	2,61
TERUEL	1,17	2,70	3,74	4,47	5,30	3,97	1,02	2,37	3,34	4,09	4,52	5,15	3,88
TOLEDO	1,33	3,02	4,24	4,86	5,80	4,30	1,27	2,75	3,85	4,35	5,22	5,00	3,90
VALENCIA	1,03	2,32	3,21	3,81	4,90	3,51	1,28	2,21	2,95	3,44	3,79	4,78	3,32
VALLADOLID	1,38	3,30	4,56	5,42	6,23	4,73	1,17	2,87	4,06	4,81	5,42	5,87	4,31
VIZCAYA	1,33	2,95	4,10	5,01	6,17	4,29	1,12	2,40	3,40	4,15	4,75	5,61	3,82
ZAMORA	1,39	2,93	4,11	4,70	5,41	4,27	1,22	2,82	3,78	4,26	4,48	4,41	3,66
ZARAGOZA	1,21	2,74	3,76	4,54	5,47	4,02	1,09	2,37	3,22	3,85	4,59	4,93	3,61
ESPAÑA	1,22	2,74	3,85	4,54	5,38	3,99	1,18	2,45	3,43	4,14	4,49	4,98	3,65

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

***...pero con diferencias entre provincias muy significativas***

Por supuesto, este descenso no tuvo lugar con la misma celeridad en todas las provincias españolas. Por el contrario, las cifras de fecundidad matrimonial recogidas por los censos muestran que existen unas pautas territoriales bien diferenciadas respecto a la evolución de este fenómeno. La descendencia media declarada, a nivel provincial, en los censos de 1930 y 1940 por las mujeres casadas al menos una vez, clasificadas según la duración de su matrimonio, se recoge de la Tabla 2 y se ha representado (para algunas de las promociones más significativas) en los mapas de la Figura 1.

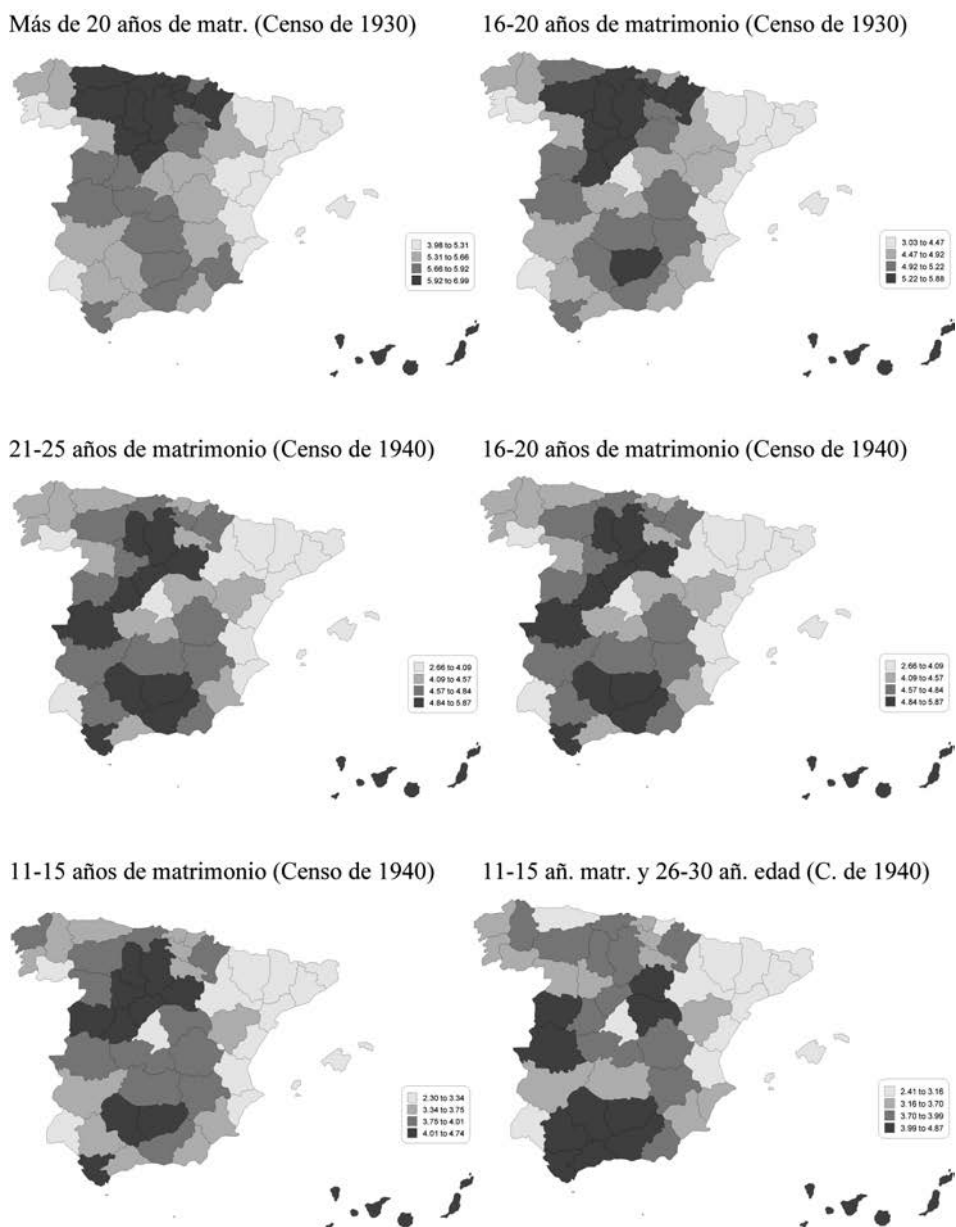
Los mapas, ordenados en función de la antigüedad de las promociones de matrimonios (comenzando por las mujeres que llevaban más de 20 años de casadas en 1930 y acabando por los que llevaban de 11 a 15 años en 1940; las promociones de menor duración no se han representado aquí puesto que al llevar menos años de matrimonio la fecundidad acumulada en la fecha censal es menor y los pautas territoriales menos claras y más sujetas a variaciones aleatorias) permiten distinguir cinco grandes conjuntos regionales, en función de su comportamiento respecto a la fecundidad matrimonial a lo largo del periodo analizado y de la celeridad de su descenso.

1- El **tercio oriental** peninsular o territorios de la antigua Corona de Aragón (Cataluña, Baleares, Valencia y Aragón) fueron los pioneros en el proceso de descenso de la fecundidad matrimonial, cuyos niveles fueron los más bajos de España a lo largo de todo el periodo analizado. Estos niveles serían inicialmente menores en las dos primeras regiones, especialmente en Cataluña, donde las pautas de baja fecundidad matrimonial, con evidencias de un uso cada vez más amplio de métodos de control de los nacimientos, ya eran prácticamente post-transicionales según la fecundidad declarada por las cohortes de mujeres casadas y viudas en 1920. Desde ahí, las prácticas de control se habrían extendido a las otras regiones en dirección meridional y occidental, primero a Valencia y luego a Aragón.

2- La **España interior** (excepto Madrid), en el extremo opuesto de la anterior, se caracterizaría por el comportamiento reproductivo más «tradicional», con una fecundidad matrimonial elevada en prácticamente todas las duraciones y especialmente en los matrimonios más duraderos, que se traduce en unos elevados niveles de fecundidad ma-

FIGURA 1

*Descendencia media de las mujeres alguna vez casadas de diferentes promociones de duración del matrimonio*



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



rital en las mujeres que han completado una parte significativa de su ciclo reproductivo. Estas características serían compartidas por las **islas Canarias**, que presentan, a lo largo de prácticamente todo el periodo analizado, la fecundidad matrimonial más elevada junto a muchas de las provincias de la Meseta septentrional.

3- La **costa cantábrica** mostraba en las promociones nupciales más antiguas presentes en el Censo de 1930 un comportamiento muy similar al de la España interior en cuanto a los niveles de fecundidad matrimonial —aunque no en cuanto a nupcialidad, más tardía y restringida (Livi Bacci, 1968; Cachinero, 1982; Miret, 2002)—, es decir, muy elevada. Sin embargo, las promociones más recientes del Censo de 1930 y los datos del de 1940 muestran que estas provincias, desde Asturias a Navarra, experimentaron un proceso de descenso de la fecundidad bastante rápido, especialmente en las dos provincias litorales vascas, lo que hizo que en las promociones más recientes toda la franja cantábrica se distinguiera por unos niveles de descendencia intermedios o intermedio-bajos y, en cualquier caso, muy inferiores a los que acabamos de ver en la España interior.

4- El cuadrante **noroccidental**, formado por Galicia y algunas provincias circundantes, fue una zona de fecundidad intermedia-baja a lo largo de todas las cohortes analizadas. La elevada emigración y una nupcialidad tardía parecen haber afectado a los niveles de fecundidad declarada por las mujeres casadas y viudas en esta región, que serían más bajos que los existentes en las provincias vecinas de la España interior. El rápido descenso de la fecundidad matrimonial en las provincias cantábricas, hasta niveles similares a los gallegos, hizo que en la promoción de mujeres con 11-15 años de matrimonio aparezca un área de fecundidad intermedia-baja que va desde Galicia, más Zamora y León, hasta Navarra y La Rioja, pasando por Asturias, Cantabria y el País Vasco.

5- **Andalucía** (excepto Huelva, que tenía una fecundidad menor a lo largo de todas las promociones analizadas), muestra un comportamiento particular en varios aspectos a lo largo del periodo analizado. Los datos andaluces evidencian, en las promociones nupciales más antiguas, unos niveles de fecundidad matrimonial intermedios y, en cualquier caso, menores a los de la España interior. Sin embargo, el proceso de descenso de la fecundidad parece ser más lento en las provincias andaluzas, de manera que en las promociones más recién-

tes del Censo de 1940 muchas provincias andaluzas (siempre excepto Huelva) aparecen entre las provincias con mayor fecundidad matrimonial, junto a las provincias canarias y castellano-viejas. Este aparente menor control de la fecundidad en las promociones andaluzas más jóvenes se puede apreciar en el último mapa representado. En efecto, los datos del Censo de 1940 permiten analizar simultáneamente la información por duración del matrimonio y por edad de la madre. Pues bien, tomando el grupo de mujeres alguna vez casadas que contrajeron nupcias entre 11 y 15 años antes (es decir, entre 1925 y 1929) y que tenían de 26 a 30 años de edad, se observa que, en Andalucía, su descendencia media estaba muy por encima que la de la mayoría de provincias.

La Tabla 3 muestra la evolución del ranking provincial debido a la variación en el número medio de hijos nacidos vivos en cada una de las cohortes analizadas. Las provincias con menor descendencia media se encuentran en lo alto de la tabla, mientras que las de mayor fecundidad matrimonial se hallan en la parte inferior.

Las provincias catalanas y Baleares muestran las menores descendencias a lo largo del periodo analizado, seguidas por las valencianas y Huelva. Las provincias gallegas poseen niveles intermedios-bajos, lo mismo que Madrid, mientras que el resto de provincias interiores muestran niveles de fecundidad entre intermedios y altos o muy altos. Navarra y las provincias vascas muestran una evolución muy clara: de encontrarse entre las de mayor fecundidad en las cohortes femeninas que llevaban más de 20 años casadas en 1930, a situarse en posiciones intermedias-bajas en las cohortes más recientemente casadas de 1940. Una evolución contraria muestran, por su parte, provincias andaluzas como Sevilla, Almería, Córdoba o Granada. Finalmente, las dos provincias canarias están siempre situadas entre las de mayor descendencia media.



## 2.2 Caída de la mortalidad en la infancia y aumento de la supervivencia: evidencias a partir de la fecundidad censal retrospectiva

### *Aumento de la supervivencia de los niños en España*

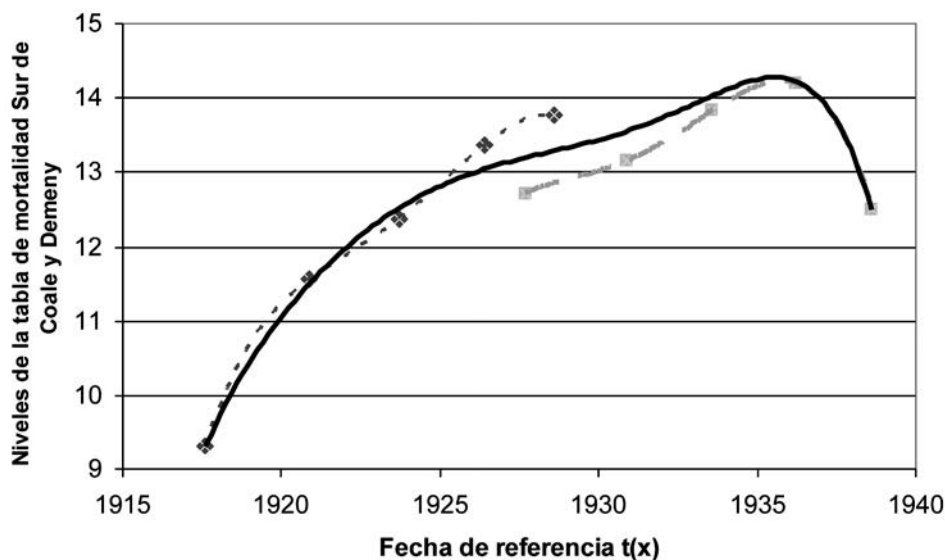
La aplicación de la metodología explicada anteriormente a las preguntas retrospectivas de los censos de 1930 y 1940 ha dado lugar a 10 valores de supervivencia en la infancia (representados en la forma de nivel de tabla-tipo de mortalidad, modelo Sur, de la serie creada por Coale y Demeny (1966)) que se refieren, para el conjunto de España, a otros tantos momentos que se extienden a lo largo de más de 20 años, entre mediados de 1917 y mediados de 1930 —recuérdese la Tabla 1, columna Fecha de referencia o  $t(x)$ — y que, por lo tanto explican el descenso de la mortalidad en la infancia en nuestro país en las décadas de 1920 y 1930. Estos diez valores de mortalidad/supervivencia se han representado en la Figura 2, junto a tres líneas de ajuste polinómicas de 6° grado: una con rombos, que une los niveles deducidos del Censo de 1930; una con cuadraditos, que hace lo propio con los valores extraídos del de 1940; y una tercera, de color negro, que ajusta los diez puntos.

Los resultados, que se explican con mayor extensión en otros trabajos (García Soler y Gil Alonso, 2007; Gil Alonso y García Soler, 2009), son coherentes con lo que ya se conoce sobre la evolución de la mortalidad en la infancia en España y muestran 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 40 años, a un nivel de 12,37 a mediados de 1923, que significa una  $e_0$  de unos 47 años.

Es un aumento importante de los niveles de supervivencia que continúa a lo largo de la década de 1930 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.

FIGURA 2

Estimaciones retrospectivas para el conjunto de España de la mortalidad en la infancia (medido como niveles de la tabla tipo, modelo Sur, de Coale y Demeny) entre mediados de 1917 y de 1938 a partir de los censos de 1930 y 1940



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

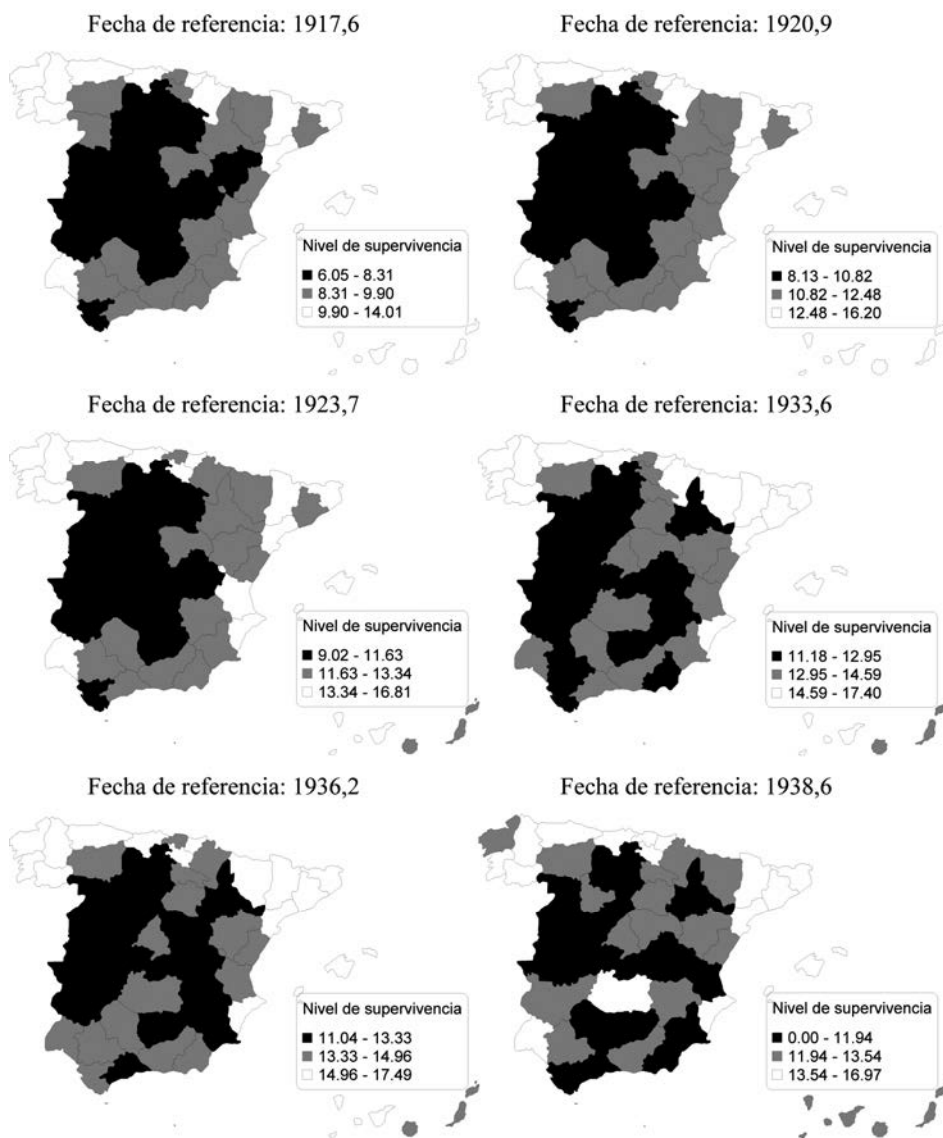
### ***Los niveles provinciales de supervivencia en la infancia: cambio en las pautas espaciales***

Con los datos provinciales de niveles de supervivencia correspondientes a seis de los diez cortes temporales (se han dejado fuera los cuatro correspondientes a las fechas de referencia intermedias, para las que existen resultados muy diferentes al tratarse de cifras procedentes de promociones de duración muy dispar procedentes de los dos censos) se han elaborado los mapas de la Figura 3, que presentan una visión de conjunto de la evolución espacial de las pautas de mortalidad a lo largo del periodo analizado. 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 supervivencia<sup>14</sup>.

<sup>14</sup> 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.

FIGURA 3

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



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

Podemos hablar, por tanto, de un período de estabilidad en el 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, debido a la mayor mortalidad en la Ciudad Condal respecto al campo circundante), 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.

Entre 1923,7 (datos procedentes del Censo de 1930) y 1933,6 (Censo de 1940) se producen un buen número de variaciones que se pueden resumir en una traslación de la mortalidad hacia el sur. Los mapas referidos a 1933,6 y 1936,2<sup>15</sup> dejan de mostrar una dicotomía centro/periferia tan clara en favor de una pauta geográfica que contrapone las provincias más septentrionales, desde Galicia a Cataluña, y los archipiélagos, con las del centro y el sur. En este segundo grupo se encuentran las provincias con la mortalidad más elevada (niveles de tabla tipo, modelo Sur, inferiores a 12,95 a mediados de 1933), alternando con las provincias con niveles intermedios, entre 12,95 y 14,59 en dicha fecha.

Estas evoluciones territoriales se muestran de una manera más clara en la Tabla 4, donde se siguen los cambios en el ranking provincial según los niveles de tabla tipo de mortalidad (modelo Sur) de Coale y Demeny calculados para cada entidad. A mayor nivel (parte superior de la tabla), mayor supervivencia y viceversa. Se observa, por ejemplo, que las provincias andaluzas pierden posiciones en el ranking, lo que se puede interpretar como un empeoramiento relativo (o mejor dicho, una mejora más lenta) de la mortalidad en la infancia en esas provincias meridionales. Por el contrario, las provincias catalanas

---

15 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. Este conflicto causó, más que un cambio de patrón geográfico de mortalidad en la infancia, una ruptura de las pautas anteriores, como se puede ver en el último mapa de la Figura 2, correspondiente a la fecha exacta 1938,6. No entraré en más detalles en el análisis de las consecuencias de la guerra sobre la mortalidad en la infancia y sus pautas territoriales, tema al que ya he dedicado un artículo monográfico con anterioridad (Gil Alonso y García Soler, 2009).

y Baleares mejoran su posición relativa y adelantan a las gallegas, Oviedo y Santander. Estos dos grupos geográficos siempre se encuentran en las posiciones vanguardistas, seguidas por las provincias canarias (particularmente Santa Cruz) y las vascas —especialmente Guipúzcoa— y Navarra, además de Huelva y Huesca. Por el contrario, los niveles de mortalidad en la infancia más elevados se encuentran siempre en las provincias interiores, especialmente en la Meseta. Madrid mejora progresivamente su posición en el ranking, llegando a alcanzar posiciones intermedias en las cohortes más recientes, lo que se puede interpretar como que la capital española fue reduciendo progresivamente su mortalidad en la infancia a consecuencia de su desarrollo social y económico y al establecimiento de mejores infraestructuras sanitarias.

Esta pauta geográfica de la mortalidad en la infancia, ya presente en el siglo XIX (Muñoz Pradas, 2005) respondería, según algunos autores, a la incidencia de factores ambientales y, más concretamente, climáticos, que provocarían una menor incidencia de las enfermedades digestivas en las provincias mediterráneas y, sobre todo, cantábricas, en las que habrían un menor número de defunciones de infantes durante los meses de verano. 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-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).

Esta importancia de los factores ambientales/climáticos se infiere cuando se comparan los datos correspondientes a las dos provincias con datos extremos en la primera cohorte analizada en la Tabla 4 (mortalidad de los hijos, que en promedio tenían 15 años de edad, de las mujeres casadas desde hace más de 20 años en el censo de 1930). Tanto Lugo —la provincia con mayor supervivencia— como Zamora —la de mayor mortalidad— son provincias rurales poco desarrolladas económicamente, pero mientras que la primera goza de un clima atlántico, la segunda es de clima con tendencia continental. Este factor no debe ser independiente del hecho de que la mortalidad de Lugo deducida de  $l_{15}$  corresponda a un nivel 14 de tabla tipo de mortalidad Sur de Coale y Demeny, equivalente a una esperanza de vida al nacer media para ambos sexos de 50 años, mientras que la de Zamora sea de nivel 6, con una  $e_0$  de alrededor de 30 años, es decir, 20 años menos.



**TABLA 4**  
Evolución del ranking provincial según los niveles de supervivencia/mortalidad en la infancia, expresados como niveles de mortalidad (modelo Sur) de Coale y Demeny

	CENSO DE 1930					CENSO DE 1940				
	> 20 (15)	16-20 (10)	11-15 (5)	6-10 (3)	0-5 (2)	21-25 (15)	16-20 (10)	11-15 (5)	6-10 (3)	0-5 (2)
LUGO	14.011	16.197	16.808	17.557	17.659	17.659	20.525	17.483	17.396	17.482
SANTA CRUZ	13.893	15.357	16.162	16.837	17.088	17.088	16.056	16.855	17.278	17.492
ORENSE	13.573	15.118	15.999	16.648	17.062	17.062	16.045	16.253	16.750	17.306
PONTEVEDRA	13.410	14.566	15.393	16.111	16.289	16.289	15.482	16.075	16.583	17.171
BALEARS	13.299	14.485	15.368	16.055	16.455	16.455	15.428	15.728	16.332	17.041
GUIPUZCOA	12.144	14.454	15.257	16.000	16.141	16.141	15.180	15.388	16.237	16.972
LA CORUÑA	11.529	14.321	15.063	15.893	16.023	16.023	14.989	15.331	16.224	16.817
OVIEDO	11.785	14.273	15.048	15.899	16.023	16.023	14.989	15.331	16.224	16.587
LERIDA	11.636	14.298	14.925	15.694	15.937	15.937	14.862	15.207	15.614	16.389
GERONA	11.480	14.443	15.050	15.854	15.819	15.819	14.491	15.197	15.765	16.230
LAS PALMAS	11.444	14.361	15.032	15.814	15.465	15.465	14.420	15.054	15.747	15.955
TARRAGONA	10.936	14.329	14.929	15.689	15.889	15.889	14.087	14.762	15.054	15.885
HUELVA	10.982	14.381	15.066	15.823	15.895	15.895	13.885	14.548	14.984	15.817
ALICANTE	10.216	12.765	13.568	14.582	15.006	15.006	13.542	14.397	14.904	15.470
NAVARRA	9.803	12.478	13.569	14.519	14.916	14.916	13.478	14.327	14.771	15.171
HUESCA	9.881	12.437	13.340	14.301	14.906	14.906	13.434	14.086	14.632	14.988
ALAVA	9.599	12.314	13.122	14.091	14.902	14.902	13.395	13.718	14.239	14.888
VALENCIA	9.489	12.294	13.090	13.856	14.811	14.811	13.321	13.678	14.160	14.746
LEON	9.464	12.243	13.013	13.832	14.813	14.813	13.284	13.678	14.049	14.624
VIZCAYA	9.311	11.985	12.882	13.686	14.614	14.614	13.254	13.593	13.875	14.215
SPAIN	9.311	11.780	12.882	13.686	14.566	14.566	12.992	13.559	13.844	14.188
MURCIA	9.102	11.669	12.575	13.500	14.300	14.300	12.976	13.485	13.824	14.088
CASTELLON	8.861	11.562	12.489	13.369	14.150	14.150	12.969	13.474	13.754	14.029
BARCELONA	8.886	11.484	12.371	13.271	14.108	14.108	12.907	13.500	13.998	14.009
GRANADA	8.956	11.454	12.351	13.251	14.089	14.089	12.715	13.368	13.811	14.009
MÁLAGA	8.905	11.373	12.264	13.152	13.922	13.922	12.541	13.254	13.744	14.009
CORDOBA	8.938	11.352	12.278	13.165	13.922	13.922	12.541	13.254	13.744	14.009
ALBACETE	8.901	11.330	12.278	13.165	13.922	13.922	12.541	13.254	13.744	14.009
SEVILLA	8.442	11.130	11.917	12.800	13.036	13.036	12.287	12.664	13.036	12.450
ZAMORA	8.439	11.054	11.808	12.784	12.944	12.944	12.198	12.640	12.994	12.305
ALMERIA	8.429	11.030	11.794	12.764	12.910	12.910	12.031	12.504	12.894	12.305
ZARAGOZA	8.308	10.924	11.632	12.594	12.849	12.849	11.969	12.522	12.950	12.001
TERUEL	8.284	10.759	11.399	12.411	12.677	12.677	11.930	12.483	12.948	11.943
TOLEDO	8.274	10.672	11.359	12.359	12.672	12.672	11.738	12.441	12.824	11.831
SALAMANCA	8.411	10.571	11.344	12.359	12.532	12.532	11.488	12.259	12.759	11.772
CIUDAD REAL	8.198	10.571	11.344	12.359	12.532	12.532	11.451	12.259	12.759	11.681
SORIA	8.101	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.461
BADAJOS	8.069	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
SEGOVIA	8.068	10.469	11.158	12.259	12.513	12.513	11.451	12.259	12.759	11.326
CIUDAD REAL	8.068	10.469	11.158	12.259						

En resumen, como la fecundidad matrimonial, también la mortalidad en la infancia muestra unos patrones regiones muy diferentes, que agruparían a provincias contiguas con similares características, especialmente desde el punto de vista ambiental y climático. Éste parece ser un determinante clave de la mortalidad en la infancia, incluso más importante que los factores ligados al desarrollo económico y social, como la disponibilidad de alimentos (subrayado por autores como McKeown, 1976), al menos para las cohortes y para el periodo analizado.

### **2.3 La transición de la fecundidad y la mortalidad en la infancia: interdependencias y pautas territoriales**

#### ***Verificando la primera hipótesis: ¿una única pauta transicional en España?***

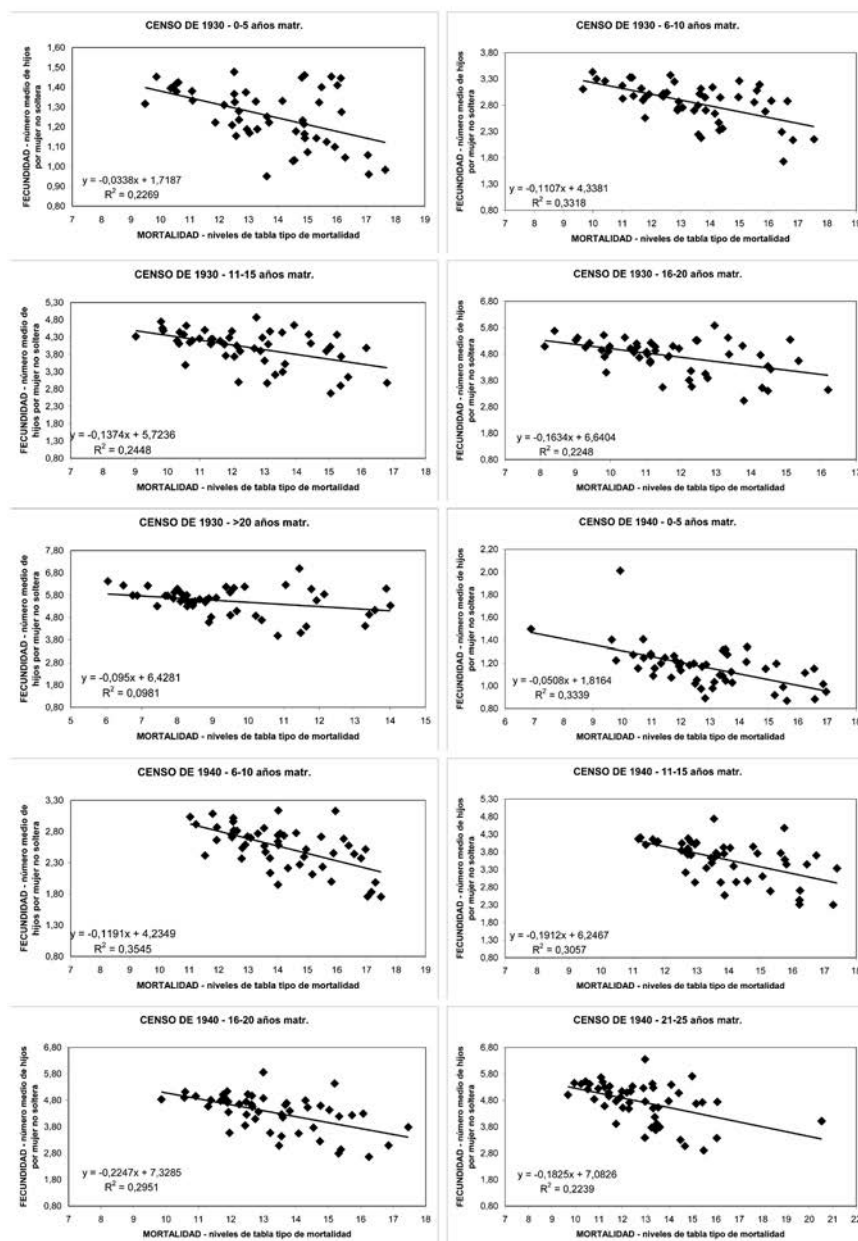
La primera hipótesis enunciada en la introducción sostiene que existió una relación directa entre descenso de la mortalidad en la infancia y caída de la fecundidad a nivel provincial. Es decir, que a un descenso mayor y más precoz de la primera habría correspondido uno similar de la segunda, de manera que todas las provincias habrían seguido un único modelo con trayectorias similares de descenso de ambos fenómenos, aunque con diferencias en cuanto al calendario de realización de esas pautas transicionales.

Esta hipótesis, en el fondo, no es más que una interpretación directa y excesivamente simplista de la teoría de la transición demográfica, según la cual habría tenido lugar un primer descenso de la tasa bruta de mortalidad que habría sido seguido tras un lapso de tiempo por una caída de la tasa bruta de natalidad. Si se verificara, debería producir unos gráficos de dispersión (en el que los datos de fecundidad se sitúan en un eje y los de mortalidad en el otro) con los valores alineados alrededor de la recta de regresión y con unos valores del coeficiente de determinación ( $r^2$ ) elevados, lo que señalaría la existencia de una fuerte correlación entre ambos procesos. Los resultados, sin embargo, indican que dicha relación no fue tan clara (Figura 4).

Emparejando los datos de supervivencia (medido en niveles de tablas tipo modelo Sur) y de fecundidad (número medio de hijos por mujer) calculados para cada grupo de mujeres no solteras agrupadas por duración del matrimonio de los censos de 1930 y 1940 se observa, en primer lugar, que el conjunto de datos provinciales sí suelen mostrar

FIGURA 4

Correlación existente entre los datos de fecundidad (medidos en número medio de hijos por mujer) y de mortalidad en la infancia (medido en nivel de tabla tipo de mortalidad, modelo Sur, de Coale y Demeny) de las provincias españolas



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

una cierta tendencia a que a menor nivel de fecundidad le corresponda mayor nivel de supervivencia (relación inversa) y, en consecuencia, menor mortalidad. Sin embargo, dicha relación presenta muchas excepciones y los coeficientes de determinación ( $r^2$ ), incluso en los casos con mayor correlación, que en ambos censos corresponden al grupo de duración de 6 a 10 años de matrimonio, en ningún caso llegan a 0,4. Esto significa que, aunque muestren una tendencia general que correspondería a los postulados de la transición demográfica, a provincias con niveles de fecundidad similares les corresponden niveles de supervivencia muy diferentes, y viceversa.

La nube de puntos resultante no es, sin embargo, caótica, sino que parecen existir diferentes pautas de relación entre ambos fenómenos. Dicho de otra forma, los puntos, es decir, las provincias, parecen agruparse más o menos en función de su pertenencia a grandes grupos territoriales que presentan características más o menos similares respecto a la interrelación entre ambos fenómenos demográficos. A modo de ejemplo, las provincias catalanas y Baleares, con baja fecundidad y mortalidad, se suelen situar en el extremo inferior-derecha de los diferentes gráficos de la Figura 4, mientras que las provincias de la antigua Castilla la Vieja suelen aparecer en el otro extremo de los gráficos, en el cuadrante superior a la izquierda, lo que significa que tienen una alta fecundidad combinada con una elevada mortalidad en la infancia. Más difícil parece agrupar, a simple vista, las restantes provincias en otros grandes conjuntos territoriales según su afinidad. Por ello se ha procedido a efectuar un análisis de agrupación de conglomerados (cluster) que permitirá comprobar si existen efectivamente pautas territoriales claras que permitan verificar los postulados de la segunda hipótesis

### ***¿Existieron patrones regionales en el proceso transicional?***

La segunda hipótesis presentada en la introducción sostenía que cada provincia tuvo una trayectoria transicional distinta en función de los factores locales propios de cada una de ellas. Si el análisis de conglomerados —efectuado para los diez pares de datos de fecundidad y mortalidad correspondientes a cada grupo de duración de matrimonio de los dos censos, así como al conjunto de los datos procedentes del Censo de 1930, de 1940 y, finalmente, para el conjunto de los datos procedentes de ambos censos, obteniéndose 13 *clusters* en total— no presenta resultados claros, ello significará que cada provincia actúa

«por su cuenta» y, por lo tanto, no existen factores que determinen la interrelación entre los descensos de la fecundidad y la mortalidad. Si por el contrario los clusters resultantes muestran una coherencia a nivel territorial y para las diferentes promociones de duración de matrimonio analizadas, entonces ello significará que hay una serie de factores que determinan la interrelación entre ambos fenómenos. Qué factores son estos es una pregunta que debería responderse con un análisis más profundo, aunque la observación de los mapas producidos por las 13 tipologías nos proporciona ya algunas pistas.

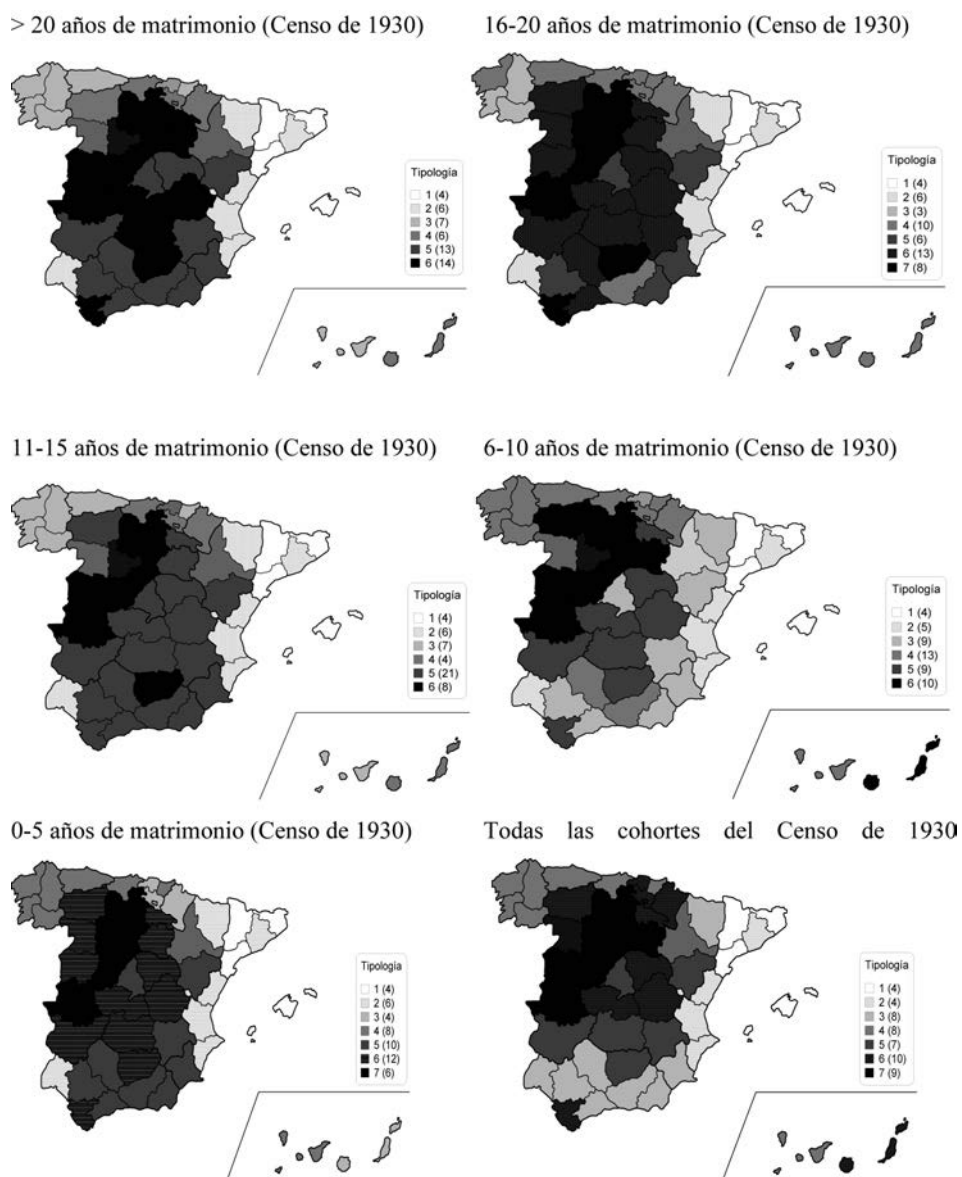
Los resultados del análisis de conglomerados han sido plenamente satisfactorios, demostrando la existencia de unas pautas regionales que ya aparecían en el análisis separado de la fecundidad y de la mortalidad en la infancia pero que ahora demuestran tener coherencia en el análisis conjunto de ambos fenómenos. Así, los mapas de la Figura 5, que representan los resultados de los 13 clusters, dibujan 6 ó 7 categorías con, en general, gran coherencia territorial.

Por razones de espacio no podemos reproducir aquí los dendogramas que dibujan las 13 tipologías de conglomerados que se han realizado mediante la utilización del programa SPSS, pero sí reproduciremos el que resume este trabajo, es decir, el que se ha obtenido a partir de todos los datos de fecundidad y mortalidad en la infancia resultantes de los diez grupos de promociones de matrimonio procedentes de los dos censos (Figura 6, representado geográficamente en el último mapa de la Figura 5).

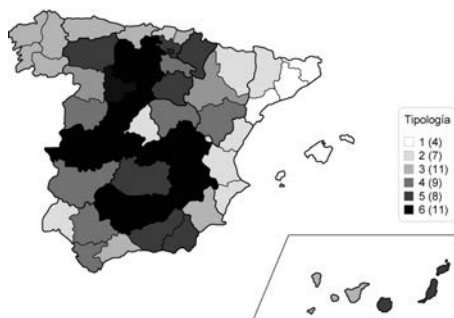
Las 50 provincias españolas se dividen en dos grandes grupos en función de sus niveles de fecundidad y mortalidad en la infancia y de su calendario de descenso: 22 provincias, básicamente litorales, se adelantaron en el proceso transicional gracias a su mayor nivel de supervivencia en la infancia que llevó a las madres o parejas a controlar su fecundidad para evitar descendencias excesivamente elevadas, mientras que 28 provincias, fundamentalmente de la España interior, presentaron mayores niveles de mortalidad en los primeros años de vida, lo que hizo menos perentoria la introducción de métodos de control para evitar tamaños de descendencia demasiado elevados.

FIGURA 5

Tipologías (grupos de provincias) obtenidas a partir del análisis de conglomerados jerárquicos (clusters)



21-25 años de matrimonio (Censo de 1940)



16-20 años de matrimonio (Censo de 1940)



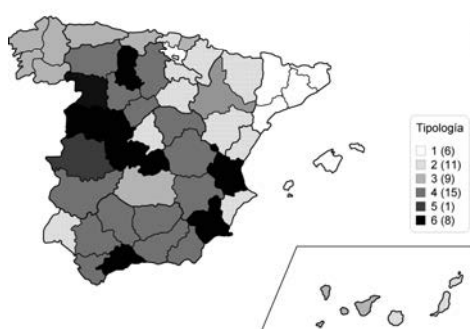
11-15 años de matrimonio (Censo de 1940)



6-10 años de matrimonio (Censo de 1940)



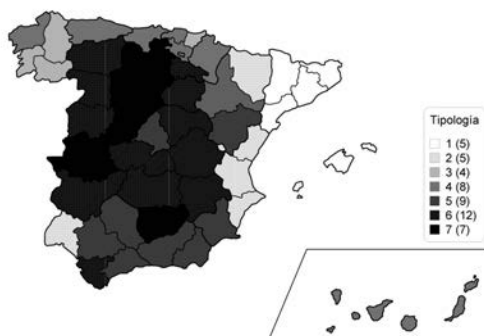
0-5 años de matrimonio (Censo de 1940)



Todas las cohortes del Censo de 1940



Todas las cohortes de los censos de 1930 y 1940



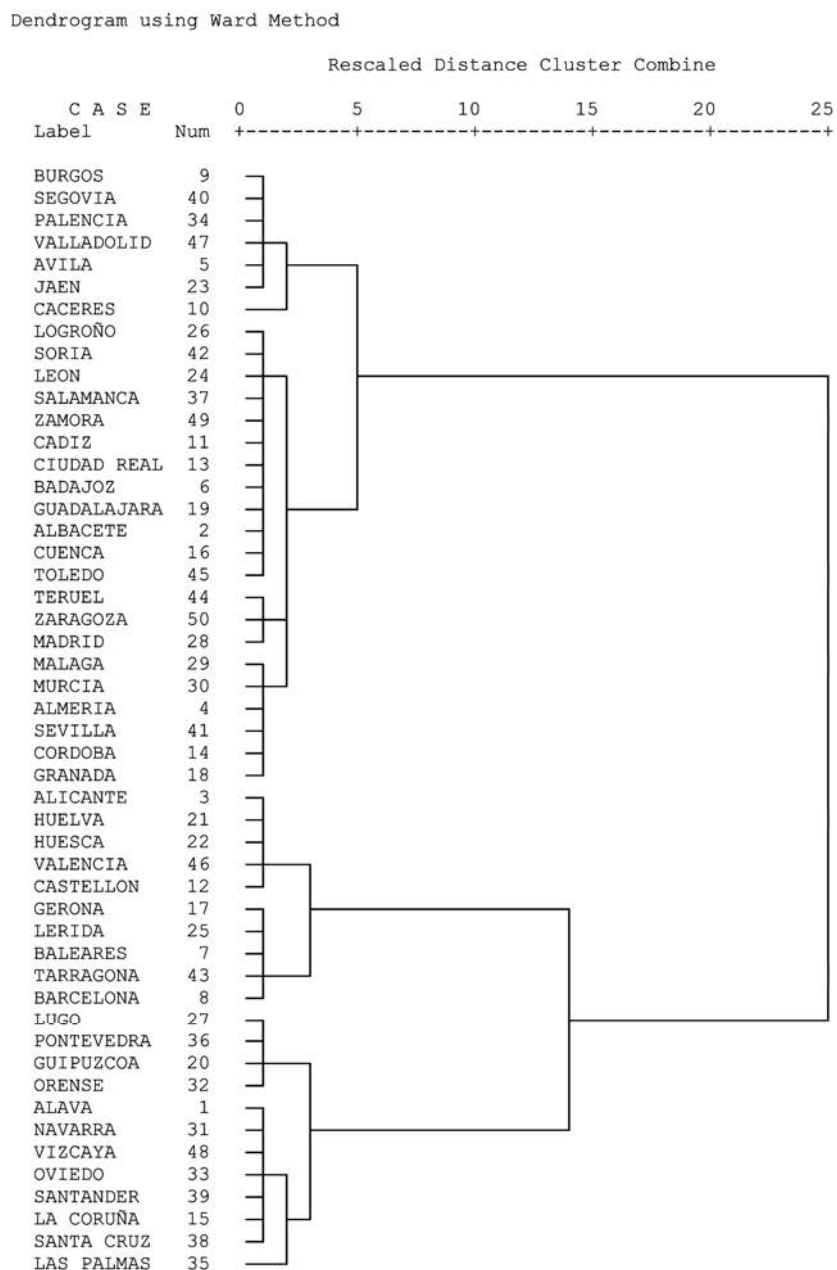
NOTA: Número de categorías resultantes en cada tipología y, entre paréntesis, número de provincias  
 FUENTE: elaboración propia a partir de datos de los censos de población de 1930 y 1940.

Dentro del primer grupo aparecen dos subgrupos, básicamente las provincias mediterráneas versus las atlántico-cantábricas, y ambos se dividen a su vez en otros dos conjuntos de provincias.

- El primer subgrupo (categoría 1 en el último mapa de la Figura 5) lo forman las cuatro provincias catalanas y Baleares, que tuvieron un papel vanguardista en el proceso transicional y forman un conjunto diferenciado de un segundo (categoría 2) formado por aquellas provincias que siguieron a los cinco anteriores, esto es, las tres valencianas, Huesca y Huelva, provincia andaluza que se ha caracterizado, a largo del periodo analizado, por menores niveles de mortalidad y fecundidad que las provincias que la circundan.
- El segundo subgrupo dentro de este gran conjunto de 22 provincias de menor fecundidad y mortalidad lo conforman las provincias gallegas, canarias y cantábricas, hasta Navarra. En general todas ellas se distinguen de las mediterráneas que hemos visto antes por una mortalidad muy baja pero una fecundidad más alta que las anteriores. El crecimiento natural resultante explica por qué todas estas provincias fueron las grandes emisoras de emigrantes en el periodo histórico analizado, ya que la emigración parecía jugar el papel limitador de la población que en las otras provincias jugaba el control de los nacimientos. Dentro de este gran subgrupo, tres provincias gallegas (Lugo, Pontevedra y Orense), más Guipúzcoa, forman un paquete (categoría 3) diferenciado, por sus mayores niveles de supervivencia en la infancia, de las restantes provincias (categoría 4).



**FIGURA 6**  
*Descendencia media de las mujeres alguna vez casadas de diferentes promociones de duración del matrimonio*



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

Las otras 28 provincias, básicamente interiores (excepto las andaluzas), con una mayor mortalidad y fecundidad, y con una transición demográfica más tardía, se dividen a su vez en tres subgrupos en función de sus respectivos niveles.

- El primer subgrupo (categoría 5), con las provincias aparentemente más avanzadas en el proceso transicional, y que haría zona de transición respecto al área de baja mortalidad y fecundidad formada por las provincias mediterráneas, lo conformarían las otras dos provincias aragonesas, Madrid, Murcia y cinco provincias andaluzas. Estas provincias representarían el área de expansión de las pautas transicionales a partir del núcleo originario catalán y luego mediterráneo.
- Por el contrario, el grupo de provincias con un comportamiento demográfico más tradicional (categoría 7) lo conformarían cinco provincias castellano-viejas, más Jaén y Cáceres. Es el grupo de mayor mortalidad en la infancia a lo largo del período analizado y, por lo tanto, los padres tendrían inicialmente pocos incentivos para controlar su descendencia, por lo que fue en estas provincias donde la transición demográfica empezó más tarde.
- Finalmente, las doce provincias restantes (categoría 6), principalmente del antiguo reino de León y de Castilla-La Mancha, conformarían un área intermedia o de transición entre los dos subgrupos anteriores.

### ***En busca de los factores determinantes del proceso transicional***

Aunque sería necesario realizar un análisis más profundo para conocer mejor cuáles fueron los factores, endógenos (ligados a los propios fenómenos demográficos) o exógenos (relacionados con factores de índole económica, social, cultural, etc.), más determinantes en cada subsistema regional transicional, los resultados del análisis de conglomerados jerárquicos nos proporciona una primera pista significativa. En efecto, sin despreciar la importancia del elemento lingüístico-cultural y de la proximidad geográfica en el hecho de que la transición demográfica naciera en Cataluña y Baleares y luego se «exportara» en primer lugar a las provincias valencianas y Huesca, los *clusters* realizados a partir de la inclusión de indicadores de fecundidad matrimonial y de mortalidad en la infancia parecen demostrar que la mayor diferencia territorial en la distribución de esos fenómenos, y por lo tanto, en la distribución de las patrones transicionales, se observa entre las

provincias litorales y las interiores. Dicho de otra manera, aun a riesgo de caer en un cierto determinismo geográfico, los factores físicos/ambientales parecen haber jugado un rol clave y, entre ellos, el clima habría sido el determinante más destacado. Ya otros autores (Sánchez Barricarte, 1999; Cussó, Nicolau, 2000; Muños Pradas, 2005) han señalado la importancia de los factores geográfico/ambientales en general, y de los climáticos en particular, que estarían detrás del mayor adelanto o retraso del descenso de la mortalidad en la infancia en las diversas áreas geográficas, existiendo menores niveles de supervivencia infantil en las provincias interiores de clima con tendencia continental, y menor mortalidad durante los primeros años de vida en las provincias litorales de clima mediterráneo y, especialmente, atlántico.

Aunque posteriormente los factores económicos y sociales habrían tomado el relevo como elementos más determinantes de la distribución de los niveles de mortalidad en la infancia, una vez su descenso ya se había iniciado (Cussó, Nicolau, 2000; García Soler, Gil Alonso, 2007), la incidencia de los factores climáticos habría sido especialmente importante en la fase inicial del proceso transicional y habría condicionado la toma en consideración o no, por parte de las parejas, del uso de los métodos de control de los nacimientos para evitar un excesivo crecimiento de la descendencia. Allí donde, como en las islas Canarias, la cornisa cantábrica y Galicia, la emigración jugaba este papel de control del crecimiento, no habría sido tan perentorio controlar la fecundidad, mientras que en las provincias del litoral mediterráneo, donde esta válvula de escape emigratoria no era tan relevante (y algunas provincias, como Barcelona, eran claramente inmigratorias) sí que les pareció relevante a muchos matrimonios adoptar métodos de control de los nacimientos para evitar descendencias excesivamente numerosas en un contexto de supervivencia de los infantes cada vez mayor. Por el contrario, en las provincias del interior, donde la mortalidad en la infancia no empezó a bajar significativamente hasta mucho más tarde, el control los nacimientos no habría entrado en el cálculo de las decisiones conscientes de muchas parejas hasta bien entrado el siglo XX.

### 3. CONCLUSIONES

Analizando conjuntamente los datos disponibles sobre fecundidad y mortalidad en la infancia, la investigación ha tratado de verificar si se cumplían dos hipótesis iniciales. Mientras que la primera se ha ve-

rificado parcialmente, la segunda ha sido totalmente rechazada. Aunque los descensos de la mortalidad en la infancia y de la fecundidad matrimonial están interrelacionados —como sostenía la primera hipótesis—, esta relación no es automática como si sólo existiera un único modelo transicional. Por otro lado, los resultados de la correlación y del análisis de *clusters* también demuestran que cada provincia no siguió su propia trayectoria transicional —como proponía la segunda hipótesis—, sino que, a partir de criterios de contigüidad territorial, éstas se pueden agrupar con otras vecinas para conformar unos patrones transicionales diferenciados de ámbito regional, que agruparían varias provincias contiguas que siguieron aproximadamente las mismas trayectorias de descenso de la fecundidad matrimonial y de la mortalidad en la infancia.

La existencia de estas grandes regiones demográficas ya aparecieron en las investigaciones previas realizadas por el autor a partir del estudio de la información sobre fecundidad retrospectiva de los censos de 1930 y 1940, que demostraron la existencia de unos patrones de fecundidad diferenciados espacialmente que conformaban vastos conjuntos regionales según criterios de contigüidad. Además, se observó la convergencia de los distintos territorios hacia unas descendencias cada vez más reducidas, pero a ritmos, o si se quiere, con trayectorias transicionales tan diferentes, que serían propias y específicas de cada conjunto regional. En efecto, estos modelos —que correspondían a los existentes en las primeras décadas del siglo XX— en ninguna manera eran estáticos, sino que fueron variando a lo largo del tiempo en función de la influencia de los factores de tipo socioeconómico, ideológico y cultural (factores exógenos) y de los cambios en la propia coyuntura demográfica (factores endógenos). De esta forma, la fecundidad matrimonial habría descendido más tarde en aquellas zonas donde la moderación del crecimiento de la población a causa de la intervención de otros fenómenos demográficos (alta mortalidad en la infancia, fuerte emigración, nupcialidad restringida) hubiera hecho menos necesario su control.

La propia información sobre fecundidad matrimonial permitió al autor, mediante la aplicación de técnicas indirectas de estimación demográfica ideadas por Brass, el análisis del impacto de una de estas variables endógenas: la mortalidad en la infancia. Los resultados de dicho estudio dibujaron la existencia, para las cohortes más antiguas analizadas, de una dicotomía de raíces ambientales entre las provincias del interior peninsular, con mayor mortalidad en esas edades, y las lito-

rales, con mayores niveles de supervivencia, especialmente en las provincias más septentrionales, desde Galicia a Cataluña y Baleares. Este patrón centro/periferia se fue transformando progresivamente debido a la pérdida de posiciones relativas de ciertas provincias andaluzas, donde el progreso de los niveles de supervivencia fue aparentemente más lento. Todo ello en un contexto generalizado de ganancia de niveles de supervivencia en la infancia a partir de la superación de la Gripe española de 1918, proceso que 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 y una cierta ruptura de los patrones territoriales tan nítidos existentes con anterioridad.

Cuando ambos fenómenos se han analizado ahora conjuntamente, han aparecido de nuevo estos patrones transicionales espacialmente diferenciados, que separan claramente las provincias interiores de las periféricas y, dentro de estas, las mediterráneas de las cantábricas. Aunque la difusión de las pautas de control de la fecundidad, con origen en Cataluña, pudo estar mediatizada por factores culturales y de proximidad geográfica, los resultados del análisis de conglomerados parecen poner en evidencia la gran importancia de los factores endógenos, es decir, de tipo demográfico, condicionados a su vez por otros de tipo exógeno. Así, la mayor mortalidad en la infancia en las provincias interiores, determinada originalmente por causas climáticas, diferenciaría éstas de las periféricas, así como los mayores niveles de emigración exterior (y una nupcialidad más tardía y restrictiva) separaría a las provincias cantábricas de las mediterráneas. Éstas últimas habrían adoptado antes los métodos de control para compensar unos mayores niveles de supervivencia en la infancia, al menos en la época estudiada.

Las interrelaciones entre los diferentes fenómenos demográficos —fecundidad, mortalidad (especialmente la infantil), nupcialidad, migraciones— conformarían así unos sistemas demográficos regionales con características propias y que se irían modificando con el tiempo a medida que variaran los factores endógenos y los exógenos que incidirían sobre éstos. En este trabajo se han descrito los sistemas existentes en las décadas anteriores a la Guerra Civil, pero de ninguna manera se deberían considerar como una situación estática.

En suma, la fecundidad declarada por las mujeres alguna vez casadas y las pautas de mortalidad en la infancia inferidas a partir de ella demuestran la existencia en España, parafraseando a Anna Cabré

(1999) y su «sistema catalán de reproducción», de grandes «sistemas de reproducción» en los que las desigualdades en cuanto a la intensidad y calendario de la fecundidad matrimonial estarían condicionadas no sólo por los factores externos de carácter social, económico o cultural sino también, y quizás sobre todo, por diversas y complejas interrelaciones con el resto de los fenómenos demográficos, entre los que la mortalidad de los hijos durante los primeros años de vida probablemente jugó un papel crucial.

## BIBLIOGRAFÍA

- ARANGO, J. (1981) «Los censos de población españoles en perspectiva histórica», *Actas de las I Jornadas de Estadística Española*, Madrid.
- ARANGO, J. (1987) «La modernización demográfica de la sociedad española», en NADAL, J., CARRERAS, A., y SUDRIÀ, C. (comp.) *La economía española en el siglo XX. Una perspectiva histórica*. Barcelona: Ariel, pp. 201-236.
- 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. y 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. y 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. (2007): *La mortalidad en la España del siglo XX. Análisis demográfico y territorial*, tesis doctoral, 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 Ababa.
- BRASS, W. (1981): *Birth history analysis*, 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.
- CACHINERO, B. (1982): «La evolución de la nupcialidad en España (1887-1975)», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, nº 20, pp. 81-99.
- COALE, A.J. y DEMENY, P. (1966): *Regional model life tables and stable populations*, Princeton, Princeton University Press.
- COALE, A.J. y 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. y 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. y 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.
- DEVOLDER, D., NICOLAU, R. y PANAREDA, E. (2006) «La fecundidad de las generaciones españolas nacidas en la primera mitad del siglo XX: un estudio a escala provincial», *Revista de Demografía Histórica*, vol. 24, nº 1, pp. 57-90.
- 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. y 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.
- EL-BADRY, M. A. (1961): «Failure of enumerators to make entries of zero: errors in recording childless cases in population censuses», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 56, nº 296, pp. 909-924.
- FRENK, J., BOBADILLA, J.L., STERN, C., FREJKA, T. y 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.
- GARCIA SOLER, A. y GIL ALONSO, F. (2007): «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», *Revista de Demografía Histórica*, vol. XXV, nº II, segunda época, pp. 91-130.

- 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. (2000) «El descenso de la fecundidad en el nordeste peninsular: patrones territoriales y difusión espacial», *Documents d'Anàlisi Geogràfica*, n° 36, pp. 111-132.
- 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.
- GIL ALONSO, F. (2007): «Women who controlled their fertility and women who did not: An analysis of women's fertility behaviour in late 19<sup>th</sup> and early 20<sup>th</sup> Century Spain». En A. Janssens (ed.) *Gendering the fertility decline in the western world*, Peter Lang Publishers, Berna, pp. 85-112.
- GIL ALONSO, F. y GARCIA SOLER, A. (2009): «La mortalidad en la infancia durante la Guerra Civil. Impacto territorial estimado a partir del censo de 1940», *Revista Española de Investigaciones Sociológicas (REIS)*, n° 127, pp. 55-91.
- 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.
- LEASURE, J. W. (1963) «Factors involved in the decline of fertility in Spain, 1900-1950», *Population Studies*, XVI (3), pp. 271-285.
- LIVI BACCI, M. (1968) «Fertility and nupciality changes in Spain from the late 18th to the early 20th Century», *Population Studies*, 22 (1 (parte I), 2 (parte II)), pp. 83-102 (parte I), 211-234 (parte II).
- LIVI BACCI, M. (1998): *Ensayo sobre la historia demográfica europea*, Barcelona, Ariel.
- MCKEOWN, T. (1976): *The modern rise of population*, Londres, Arnold.
- MIRET, P. (2002): *La primonupcialidad en España durante el siglo XX*, Tesis Doctoral, Universidad Nacional de Educación a Distancia.
- MUÑOZ PÉREZ, F. (1995) «Procreación y matrimonio en España (1970-1990)», *Revista Internacional de Sociología*, Tercera Época, n° 11, pp. 197-238.
- 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. y 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. (1985): «Presentación de las fuentes y series demográficas españolas de los siglos XIX y XX», *Papers de Demografia*, 6.
- 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'evoluzione demografica dell'Italia del secolo XIX. Continuità e mutamenti (1796-1914)*, Bolonia, pp. 45-114.
- PÉREZ MOREDA, V. (1985) «La modernización demográfica, 1800-1930. Sus limitaciones y cronología», en N. Sánchez Albornoz (ed.) *La modernización económica de España, 1830-1930*. Madrid: Alianza Universidad, pp. 25-62.
- PÉREZ MOREDA, V., RAMIRO FARIÑAS, F. y 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 (14<sup>th</sup> - 20<sup>th</sup> centuries)*, Roma, La Sapienza, pp. 617-654.
- RAMIRO FARIÑAS, D. y 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. y 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. y 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.
- SÁNCHEZ BARRICARTE, J. J. (1999): «Geography as a conditioning factor of the demographic regimes in rural Navarre (Spain), 1786-1960», *Espace, Population, Société*, 1999-3, pp. 463-74.
- SÁNCHEZ BARRICARTE, J. J. y VEIRA RAMOS, A. (2008): «Análisis de la fecundidad, la infecundidad y la concentración de la reproducción de las generaciones nacidas en la primera mitad del siglo XX en España», *Rivista Italiana di Economia Demografia e Statistica*, vol. LXII, núm. 1, pp. 129-170.
- SANDERSON, W.C. (2000): *A user's guide to the joys and pitfalls of cohort parity analysis. A conference in honor of Paul A. David*, (2-3 Junio).
- 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. y RAMIRO FARIÑAS, 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», *Publicaciones al Servicio de España y del Niño Español*, Madrid, Dirección General de Sanidad, , núm. 311.
- TORTELLA, G. (1995) «La modernización demográfica», en *El desarrollo de la España contemporánea. Historia económica de los siglos XIX y XX*. Madrid: Alianza Universidad.
- 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.
- VIDAL BENDITO, T. (1991) «El papel de la urbanización en la modernización demográfica de España», en GOZÁLVEZ, V. (ed.) *Los procesos de urbanización: siglos XIX y XX*. Alicante: Institut Valencià d'Estadística / Instituto de Cultura «Juan Gil-Albert», pp. 37-48.
- VILLAR SALINAS, J. (1951): «Tendencia contemporánea de la mortalidad infantil española», *Publicaciones al Servicio de España y del Niño Español*, Madrid, Dirección General de Sanidad, Sección Puericultura.