

La mortalidad en la infancia durante la Guerra Civil. Impacto territorial estimado a partir del Censo de 1940

Child mortality during the Spanish Civil War.
Estimated geographical impact based on the 1940 Census

Fernando Gil Alonso

Centre d'Estudis Demogràfics

fgil@ced.uab.es

Albert García Soler

Centre d'Estudis Demogràfics

agarcia@ced.uab.es

Palabras clave: Mortalidad Infantil, Guerra Civil (1936-1939), Censos de Población, 1940, España.

Keywords: Child Mortality, 1940 Census, Retrospective Information, Spanish Civil War, Spain.

RESUMEN

En este artículo se utilizan las preguntas del Censo de 1940 sobre la fecundidad retrospectiva —hijos nacidos vivos e hijos supervivientes en el momento censal— de las mujeres casadas al menos una vez para estimar los niveles de supervivencia de sus descendientes y, por tanto, de mortalidad en la infancia (hasta los 15 años), según un método propuesto por W. Brass. Los resultados muestran que la Guerra Civil empeoró los niveles de supervivencia en la infancia en prácticamente todas las provincias españolas, pero tuvo un impacto diferencial muy contrastado. Comparando los niveles de supervivencia antes y durante el conflicto bélico, se obtiene que fueron las provincias meridionales y levantinas las más afectadas, mientras que en Cataluña y la Meseta septentrional los niveles de mortalidad en la infancia parecen haber empeorado menos, pese a que

ABSTRACT

Following a method proposed by W. Brass, this paper uses 1940 Spanish census data on retrospective fertility (based on questions addressed to married women about numbers of children born alive and surviving children at the time of the census) to estimate the survival levels of women's descendants at different ages and, therefore, child mortality up to the age of 15. The results show that the Spanish Civil War worsened child survival in practically all Spanish provinces, especially those of Andalusia and Levante, whereas the least affected provinces were those of Catalonia and the Northern Meseta, in spite of the fact that these two regions had had opposite experiences of child mortality before the war, with low levels in the former and high ones in the latter. This would seem to indicate that, although a region's level of development should be inversely related to

mostraban posiciones extremas respecto a los niveles de supervivencia antes de la guerra. De esto se deduce que, a pesar de que debiera existir una cierta relación entre el nivel de desarrollo demográfico y la vulnerabilidad que muestran las provincias ante una coyuntura desfavorable, tales características no parecen jugar un papel significativo como factor explicativo de los niveles de supervivencia durante el conflicto bélico.

its population's vulnerability to unfavourable situations, the previous demographic situation does not seem to significantly influence child mortality during the war.

Fernando Gil Alonso

Doctor en Geografía (especialidad Demografía) por la Universidad Autónoma de Barcelona. Actualmente es investigador en el Centre d'Estudis Demogràfics.

PhD in Geography (main subject: Demography), Universidad Autónoma de Barcelona. He is currently researcher at the Centre d'Estudis Demogràfics.

Albert García Soler

Licenciado en Historia por la Universidad de Barcelona. Actualmente está realizando su tesis doctoral en el Programa de Doctorado en Demografía organizado por el Departamento de Geografía de la UAB en colaboración con el Centre d'Estudis Demogràfics.

B.A. in History, Universidad de Barcelona. He is currently preparing his doctoral thesis in the Demography PhD Programme organised by the Department of Geography of the UAB in conjunction with the Centre d'Estudis Demogràfics.

Centre d'Estudis Demogràfics (CED). Edifici E-2. Campus de Bellaterra. 08193 Barcelona (Spain).

1. INTRODUCCIÓN: JUSTIFICACIÓN, OBJETIVOS E HIPÓTESIS DEL ARTÍCULO

La presente investigación pretende analizar el impacto que la Guerra Civil española (1936-1939) tuvo sobre las pautas de mortalidad/supervivencia en la infancia, entendiendo como tal el periodo de edad comprendido entre el nacimiento y los 15 años. Dos vectores guiarán esta investigación: el espacio y el tiempo, pues el objetivo principal será analizar las diferencias geográficas encontradas (a escala provincial) y compararlas con las trayectorias de descenso de la mortalidad presentes en nuestro país en el periodo previo al estallido del conflicto bélico. Como los autores han señalado en un artículo precedente (García Soler y Gil Alonso, 2007), la época comprendida entre las dos grandes crisis de mortalidad españolas del siglo xx, esto es, la gripe de 1918 y la Guerra Civil, se caracterizó por un importante crecimiento de los niveles de supervivencia en los primeros años de vida, así como por una evolución en los factores que determinan la mortalidad, lo que a su vez repercutió en la distribución geográfica del fenómeno. Así, en la década de 1930 las capitales de provincia pasaron a presentar mayores niveles de supervivencia en la infancia que las áreas rurales circundantes, quebrando una tendencia histórica de sobremortalidad urbana, al tiempo que el patrón geográfico centro (mayor mortalidad)/periferia (menor mortalidad) se transforma en otro que opone las provincias más septentrionales —con mayor supervivencia— a todas las demás situadas en el centro y sur peninsular, en parte debido a la pérdida de posiciones (o empeoramiento relativo) de algunas provincias andaluzas. Estos cambios fueron propiciados por las mejoras de las condiciones de vida en las ciudades, la extensión de las infraestructuras higiénico-sanitarias y la aplicación masiva de avances médicos (ligadas al descubrimiento de la teoría microbiana), que supusieron que las ventajas ecológicas que con anterioridad favorecían especialmente a la provincias litorales perdiesen importancia a favor de otros factores más relacionados con el nivel de desarrollo económico, educativo o de organización social y de la capacidad de las instituciones para movilizarse y organizarse (García Soler y Gil Alonso, 2007: 121-122; Cussó y Nicolau, 2000: 549-550).

Sobre la base de este desarrollo histórico, la hipótesis de partida del artículo es que aquellas provincias más «subdesarrolladas» demográficamente antes de la guerra, es decir, menos avanzadas en el proceso de transición demográfica y que, por lo tanto, presentaban menores niveles de supervivencia en la infancia debido a un menor desarrollo económico y social, mayor pobreza, peores infraestructuras sanitarias, etc., estarían peor preparadas para recibir los embates del conflicto bélico y, por lo tanto, serían las que sufrieron con mayor virulencia los efectos de la guerra sobre los niveles de supervivencia de la población más débil, los niños. Lo contrario ocurriría en las provincias

más «desarrolladas» (más urbanas, más industrializadas), que contarían con más recursos e infraestructuras sanitarias más desarrolladas¹.

Para comprobar esta hipótesis y analizar cómo afectó nuestra Guerra Civil sobre los niveles de mortalidad/supervivencia en la infancia se utilizará una fuente relativamente novedosa: las preguntas retrospectivas de fecundidad del Censo de 1940, utilizando un antiguo método propuesto por W. Brass para analizar países con datos deficientes.

2. LAS CARENCIAS DEL MOVIMIENTO NATURAL DE LA POBLACIÓN COMO FUENTE DEMOGRÁFICA EN CASO DE CONFLICTO

La evolución que la mortalidad ha experimentado durante el siglo XX en España ha sido un tema ampliamente investigado por diversos autores². Sin embargo, mucho menor es el número de los análisis dedicados específicamente a las consecuencias de la Guerra Civil española sobre la mortalidad en la infancia. El principal obstáculo con el que nos topamos para llevar a cabo dicho análisis es la fiabilidad de las fuentes. El registro de defunciones, publicado en el Movimiento Natural de la Población (MNP), difícilmente puede ajustarse a la realidad en un contexto bélico. En tales circunstancias, es razonable esperar tanto un elevado nivel de subregistro de las defunciones —y de los nacimientos— como un atraso en el calendario de la inscripción de ambos. Usar datos provenientes del MNP referidos a un contexto bélico implica, necesariamente, un ejercicio de crítica en profundidad de la fuente utilizada. Si centramos nuestra atención, como es el caso, en la mortalidad en las edades más jóvenes, considerar algunos aspectos nos puede ser útil. Por ejemplo, hemos de tener en cuenta que los más jóvenes son, en principio, los más vulnerables al deterioro de las condiciones de vida. En efecto, la mortalidad en la infancia está más influenciada por el deterioro de los condicionantes socioeconómicos que la de otros grupos de edad. Asimismo, un análisis de los efectos coyunturales del conflicto armado sobre la mortalidad implica conocer el calendario, la localización y la intensidad de las hostilidades, para intentar evaluar sus consecuencias directas. Por otra parte, no se pueden obviar las repercusiones de la guerra sobre las estructuras sociales, la acumulación de sus efectos a lo largo del

¹ Según Alcaide Inchausti (2003: 66), el País Vasco, Cataluña, Madrid y Baleares se encontraban en 1930 entre las zonas con mayor renta per cápita (PIB por habitante y año), con valores alrededor del doble de las provincias situadas en las dos Castillas, Murcia, Andalucía, Galicia y Extremadura, que eran las más pobres.

² La evolución de la mortalidad en España ha sido investigada, en otros autores, por Cabré (1999), Dopico y Reher (1998), Echeverri Dávila (1983) y Pérez Morena (1984). Otras investigaciones se han centrado específicamente en la evolución de la mortalidad en los primeros años de vida: Bernabeu *et al.* (2006), Bolumar Montrull *et al.* (1981), Dopico (1985-1986), Pascua (1934), Ramiro Fariñas y Sanz Gimeno (2000), Reher y Sanz Gimeno (2004), Sánchez Verdugo (1948), Sanz Gimeno (2001), Sergio Segarra (1977) y Villar Salinas (1951), entre otros.

conflicto y el impacto de éstas en la evolución de los factores de riesgo en función de las características sociodemográficas de los objetos de estudio, sean éstos individuos o territorios³.

Teniendo en cuenta la comparación entre la evolución relativa de la tasa bruta de mortalidad (TBM) y la de la tasa de mortalidad infantil (TMI) entre 1935 y los años sucesivos hasta 1941, se puede interpretar que los efectos de la guerra se manifestaron más tarde en la mortalidad infantil que en la general (Gómez Redondo, 1992: 96). A partir de 1939 el incremento de la mortalidad es superior para los menores de un año que para el conjunto de la población. En cambio, entre 1936 y 1938 la relación era la inversa. El hecho de que el cambio de tendencia coincida con el año en que finalizó la guerra se podría interpretar como una consecuencia del mayor atraso en el registro de la mortalidad infantil respecto a la de la población en general. De la misma manera, un desfase en el calendario de registro de los nacimientos podría distorsionar el cálculo de las tasas de mortalidad de las generaciones nacidas durante la guerra.

Veamos algunos datos: 1939 fue el año de la Guerra Civil en que se registró una tasa de mortalidad infantil (TMI) más alta (Gómez Redondo, 1992: 87), a pesar de que las hostilidades sólo se mantuvieron ese año apenas tres meses. Varias pudieron ser las causas. Los efectos acumulados de la guerra pudieron haber deteriorado los niveles de organización social, factor de riesgo ante el cual la variable edad es significativa, siendo los más jóvenes, lógicamente, los más vulnerables. Este incremento de la mortalidad infantil podría ser, también, una consecuencia del reclutamiento de las hostilidades en la última fase de la guerra. Pero esta sobremortalidad infantil pudo deberse, por último, a un efecto estadístico causado por el subregistro de la mortalidad infantil en los años anteriores, seguido por una inscripción retardada de dichas defunciones tras la conclusión del conflicto bélico.

Por otra parte, la importante reducción de la TMI que se produjo en 1940 podría ser atribuida al cese de las hostilidades. Pero se ha de tener en cuenta también que muchos de los nacimientos de 1938 y 1939 pudieron ser inscritos en 1940 (lo que aumentaría el denominador y reduciría por tanto la magnitud de la TMI), de la misma manera que muchas defunciones acaecidas en años anteriores pudieron acabar por registrarse en 1941, causando un importante incremento de la mortalidad infantil (Díez Nicolás y De Miguel, 1981: 30-31; Díez Nicolás, 1985). En efecto, la tasa de mortalidad española de 1941 recoge en su numerador el mayor número de defunciones en el primer año de vida en dos décadas, superior incluso a las de los años en que discurre la guerra (Gómez Redondo, 1992: 92-93). El

³ El capítulo V.2 de la obra de Gómez Redondo (1992: 86-100), que versa sobre los efectos de la Guerra Civil española de 1936-1939 en la mortalidad infantil, proporciona algunos elementos de reflexión sobre las deficiencias del MNP como fuente de registro de la mortalidad en caso de conflicto bélico.

deterioro sostenido de las condiciones de vida, provocado por la guerra y continuado en la dura posguerra, puede explicar este hecho, así como la contribución de una coyuntura especialmente negativa. En concreto, la coincidencia en dicho año de una gripe particularmente virulenta y de una cosecha especialmente mala en un contexto de posguerra ya de por sí bastante difícil (De Miguel, 1973: 237). Pero parece misión imposible el diferenciar el efecto de las causas reales de incremento de las defunciones de menores de un año de las distorsiones provocadas por el registro diferido de éstas. Las dificultades explicativas resultantes de los problemas que presentan las fuentes de registro en el periodo que nos ocupan, por lo tanto, evidentes.

Estos antecedentes abren interrogantes que no hacen más que incrementar nuestras dudas sobre la fiabilidad del Movimiento Natural de la Población como fuente para el análisis de la mortalidad en la infancia durante la Guerra Civil, lo que nos ha conducido a la búsqueda de fuentes alternativas.

3. LAS ESTIMACIONES INDIRECTAS DE LA MORTALIDAD EN LA INFANCIA A PARTIR DE DATOS CENSALES RETROSPETIVOS COMO ALTERNATIVA: METODOLOGÍA

Lo que aquí se propone como fuente alternativa es la utilización de las preguntas retrospectivas sobre fecundidad —número de hijos nacidos vivos, y número de éstos todavía con vida, o ya fallecidos en la fecha censal— realizadas en los Censos de 1930 y 1940 a las mujeres casadas al menos una vez⁴, para llevar a cabo estimaciones de los niveles de supervivencia en la infancia de sus descendientes.

En efecto, las proporciones de hijos nacidos vivos que han fallecido (o que han sobrevivido, porcentaje que es complementario del anterior) entre el momento del nacimiento y la fecha censal, recogidas por las preguntas retrospectivas, permiten obtener buenas estimaciones de la mortalidad durante la infancia en países con datos deficientes, a partir de un procedimiento ideado por el gran demógrafo William Brass (1964, 1985) y desarrollado y diversificado por otros autores posteriores hasta crear una familia de métodos de estimación indirecta de la mortalidad en los primeros años de vida que se recogen en el *Manual X* de

⁴ En los Censos de 1930 y 1940 estas preguntas se efectuaron sólo a las mujeres casadas o viudas, es decir, que se habían casado al menos una vez, que fueron clasificadas según su edad y según los años transcurridos desde la fecha del matrimonio (clasificación usada en este trabajo, que analiza a las mujeres casadas durante los veinticinco años anteriores a dichas fechas censales). Las mujeres solteras no fueron interrogadas respecto a su posible fecundidad, lo cual significa un cierto subregistro de este fenómeno, si bien es cierto que en la España de la época el porcentaje de hijos nacidos vivos de madre no casada era realmente bajo (Gil Alonso, 2005).

Naciones Unidas (1986: 78-103). La idea de partida es sencilla: para cualquier grupo de mujeres, el tiempo transcurrido entre el nacimiento de sus hijos y el momento en que se recogen los datos al respecto (fecha censal) es el tiempo de exposición de éstos al riesgo de morir. En consecuencia, disponer de las proporciones de hijos fallecidos por grupos quinquenales de edad de la madre, o de duración del matrimonio⁵, nos permite derivar estimaciones de la probabilidad de morir entre el momento del nacimiento y diversas edades, tal como se explica detalladamente en García Soler y Gil Alonso (2007) y se muestra resumidamente a continuación.

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 multiplicadores⁶, $k(i)$, 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 Brass, T. J. Trussell (1975) estimó otra serie de multiplicadores utilizando datos procedentes de los patrones modelo de fecundidad desarrollados por A. J. Coale y él mismo (1974). La versión perfeccionada de Trussell, denominada como Método 1 en el trabajo de García Soler y Gil Alonso (2007: 126-127), ha sido la que se ha aplicado en este trabajo.

Este método permite obtener estimaciones de supervivencia para el periodo anterior a la fecha censal, o más concretamente para una serie de fechas de referencia previas, porque se puede demostrar empíricamente (Coale y Trussell, 1977) que la mortalidad de los hijos de las mujeres del grupo de duración de matrimonio (i) es igual al valor correspondiente a

⁵ En países en desarrollo o en sociedades en vías de modernización (el caso de España en el periodo que nos ocupa) las mujeres tienden a ser más exactas al contabilizar los años de matrimonio que su propia edad, razón por la cual es preferible utilizar el procedimiento basado en los datos clasificados por la duración, a menos que las uniones consensuales sean frecuentes, que no es el caso de nuestro país durante el periodo estudiado.

⁶ Los multiplicadores $k(i)$ se calculan mediante una ecuación que utiliza las proporciones entre la paridez de las mujeres pertenecientes a los tres primeros grupos de duración y una serie de coeficientes. Existen cuatro juegos de coeficientes en función de los cuatro modelos (norte, sur, este y oeste) de las tablas tipo de mortalidad de Coale y Demeny. En este trabajo se ha utilizado el modelo sur para el conjunto de España y para todas sus provincias (García Soler, 2006: 26).

un periodo que precede exactamente $t(x)$ años al momento censal, en un contexto de mortalidad variable, obteniéndose el valor exacto de $t(x)$ de una fórmula que relaciona la paridez de las mujeres de los tres primeros grupos de duración (García Soler y Gil Alonso, 2007: 127). Por lo tanto, se puede obtener una fecha de referencia $t(x)$ a partir de cada grupo de duración del 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 años⁷ de casada hasta el 20-24⁸. La tabla I muestra que a cada grupo de mujeres no solteras procedente de los Censos de 1930 y 1940, agrupadas en función de la duración de su matrimonio, le corresponde una edad media estimada para el conjunto de sus hijos —con edades que fluctúan entre los 2 años (hijos de las madres que llevan casadas entre 0 y 5 años)

TABLA I

Edad promedio de los hijos supervivientes y probabilidades de supervivencia correspondientes a dicha edad — $l(x)$ —, fechas de referencia, nivel de la tabla tipo de mortalidad de Coale y Demeny (modelo sur) y esperanza de vida al nacer (e_0) correspondiente a dicho nivel, calculados para toda España para cada grupo de duración del matrimonio presente en los Censos de 1930 y 1940

Grupo duración	Censo	$l(x)$	Fecha ref.	Nivel tabla	$e(0)$ mujeres	$e(0)$ hombres
21-25	1930	$l(15) = 0,6532$	1917,6	9,31	40,8	39,2
16-20	1930	$l(10) = 0,7293$	1920,9	11,56	46,4	44,1
11-15	1930	$l(5) = 0,7621$	1923,7	12,37	48,4	46,0
6-10	1930	$l(3) = 0,8003$	1926,4	13,36	50,9	48,2
0-5	1930	$l(2) = 0,8272$	1928,6	13,77	51,9	49,1
21-25	1940	$l(15) = 0,7418$	1927,7	12,71	49,3	46,7
16-20	1940	$l(10) = 0,7619$	1930,9	13,15	50,4	47,7
11-15	1940	$l(5) = 0,7928$	1933,6	13,82	52,1	49,2
6-10	1940	$l(3) = 0,8154$	1936,2	14,19	53,0	50,0
0-5	1940	$l(2) = 0,8070$	1938,6	12,50	48,8	46,2

FUENTE:

Elaboración propia a partir de datos de los Censos de 1930 y 1940.

⁷ 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 periodo reproductivo.

⁸ 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 veinticinco años anteriores a la elaboración del Censo.

y los 15 años (grupo de duración 21-25)—, edades para las que se ha calculado la probabilidad de supervivencia, $I(x)$, que, en un periodo de descenso rápido de la mortalidad, se puede relacionar con una fecha de referencia concreta, $t(x)$.

Las restantes columnas de la tabla I contienen los resultados más importantes. En primer lugar, el nivel de supervivencia correspondiente a los descendientes de cada grupo de duración, expresado en niveles exactos de las tablas tipo de mortalidad (modelo sur) de las familias de tablas de Coale y Demeny (1983), que son fáciles de calcular —con ayuda del cuadro correspondiente del *Manual X* (Naciones Unidas, 1986: 279), parcialmente reproducido en la tabla 1 del Anexo— mediante una simple interpolación lineal a partir de las probabilidades de supervivencia $I(x)$, o sus complementarios, los cocientes de mortalidad, $q(x)$. Estos niveles equivalen, y se pueden expresar, en términos de esperanza de vida a la edad x , que se calculan de nuevo por interpolación a partir de las esperanzas de las tablas tipos de mortalidad, modelo sur, de Coale y Demeny (1983), cuyos valores se pueden consultar en la tabla 2 del Anexo. A mayor nivel de la tabla de mortalidad sur, mayor supervivencia hasta la edad x y, por lo tanto, menor mortalidad. En este caso el resultado se ha expresado, en la tabla I, en forma de esperanzas de vida al nacer (e_0), para ambos sexos, correspondientes a cada nivel exacto de tabla, para facilitar así la comparación entre los resultados correspondientes a cada grupo de duración y para observar mejor la evolución temporal de los niveles de supervivencia en la infancia.

El hecho de disponer de los datos agregados en grupos quinquenales en función de la fecha de las primeras nupcias de las madres y a nivel provincial nos ha permitido calcular la distribución territorial de los niveles de supervivencia y las fechas de referencia correspondientes. En trabajos antes mencionados (García Soler, 2006; García Soler y Gil Alonso, 2007) se ha reconstruido la evolución de los niveles de supervivencia de los hijos de dichas mujeres entre mediados de 1917 y de 1938; aquí nos vamos a centrar en la mortalidad en la infancia existente en los años previos y en plena Guerra Civil, a partir de la información proporcionada por el Censo de 1940.

4. EL CENSO DE 1940: VALIDACIÓN DE SU CALIDAD

El Censo de 1940 ha generado muchas dudas entre los investigadores respecto a su calidad —como recoge Maluquer de Motes (2007), quien, tras rebatir muchas de estas críticas, ha reivindicado tanto la calidad general del Censo de 1940 como, en particular, de sus cifras de población (recuento de la población de hecho)—, dado el convulso contexto histórico en el que tuvo lugar su realización. Sin embargo, parece razonable pensar que la información retrospectiva sobre fecundidad quedara relativamente resguardada de los choques

experimentados por la población española en la Guerra Civil y la inmediata posguerra y que, por ejemplo, las variaciones en el número de hijos nacidos vivos declarado por las mujeres no solteras fueran independientes de la mortalidad causada por la guerra o de los desplazamientos masivos de población generados por el conflicto bélico⁹. Esta hipótesis ha quedado confirmada, mediante diversos chequeos, en nuestras investigaciones anteriores, que han demostrado la calidad tanto de los datos censales retrospectivos sobre fecundidad (Gil Alonso, 1998; 2005) como de las estimaciones sobre mortalidad precoz calculadas a partir de ellas (García Soler, 2006; García Soler y Gil Alonso, 2007).

La tabla II muestra, por ejemplo, los coeficientes de determinación obtenidos al comparar los datos provinciales de supervivencia correspondientes a grupos de duración consecutivos (por ejemplo, comparando los resultados provinciales de supervivencia de los hijos de las mujeres con 0 a 5 años de casadas con los correspondientes al grupo 6-10) del Censo

TABLA II

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

Grupos de duración		Censo de 1930	Censo de 1940	Censo de 1940 modificado
0-5	6-10	0,860	0,614	0,780 ¹⁰
6-10	11-15	0,957	0,871	0,894 ¹¹
11-15	16-20	0,970	0,931	0,931
16-20	21-25	0,914	0,902	0,947 ¹²

FUENTE:

Elaboración propia a partir de los Censos de 1930 y 1940.

NOTA:

En la última columna figuran las R^2 resultantes de eliminar una provincia sin datos disponibles en el grupo 0-5 (Salamanca) y otras con valores especialmente excéntricos respecto a la recta de regresión (Málaga y Orense).

⁹ Dicho con otras palabras, a menos que se pueda demostrar que la mortalidad o las migraciones ocasionadas por la guerra afectaron diferencialmente a las mujeres casadas y viudas en función del número de hijos que habían tenido, hemos de aceptar que la declaración de fecundidad retrospectiva no está interferida por los otros dos fenómenos demográficos.

¹⁰ Excluyendo Málaga, además de Salamanca, de la que no disponemos de datos para el Censo de 1940.

¹¹ Excluyendo Orense.

¹² Excluyendo Orense.

de 1940 y, como patrón de muestra, los del Censo de 1930, reputado por su elevada calidad (Gil Alonso, 2005).

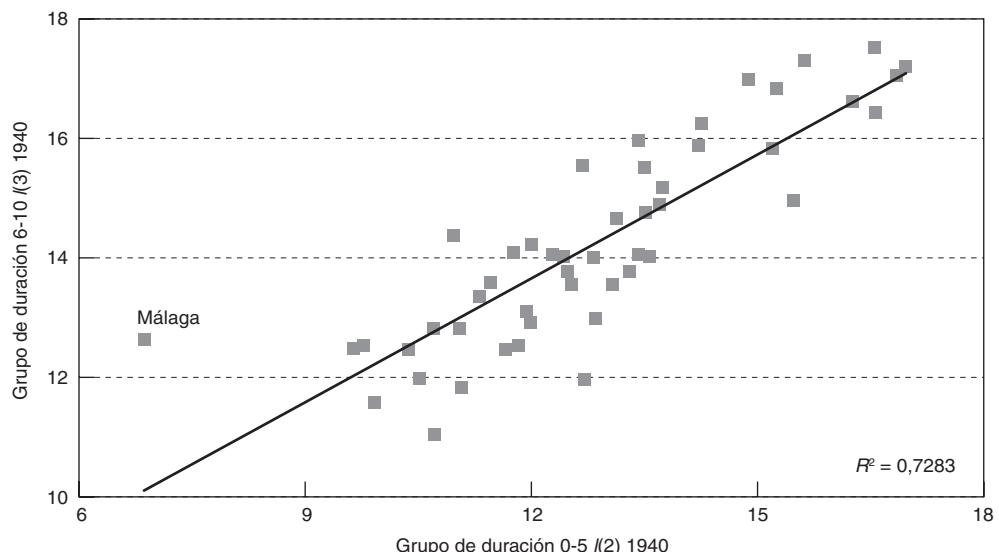
Los niveles de correlación obtenidos para los datos provinciales procedentes del Censo de 1930 son muy satisfactorios, con coeficientes de determinación (R^2) entre 0,86 y 0,97. En comparación, el nivel de correlación obtenido con los datos procedentes del Censo de 1940 es algo menor, pero igualmente satisfactorio, y más si tenemos en cuenta que los datos sobre supervivencia obtenidos, para los diferentes grupos de duración, a partir de este Censo han estado sometidos a las alteraciones causadas por la Guerra Civil. Las R^2 obtenidas son más altas en los grupos de duración más antiguos, cuyos descendientes fueron afectados por el conflicto bélico a edades más elevadas, con mayores probabilidades de supervivencia. Menos satisfactoria es la correlación entre los grupos casados más recientemente, concretamente la correlación entre los grupos de duración 0-5 y 6-10 de 1940¹³ ($R^2 = 0,614$), puesto que los descendientes de estas promociones de matrimonios se vieron afectados de lleno, en sus primeros años de vida, por la guerra, que al castigar de manera desigual a los diferentes territorios del país reduce el nivel de correlación obtenido. La repercusión de la guerra en los niveles de mortalidad de los descendientes de las mujeres que lo componen parece, pues, evidente. Este coeficiente de determinación aumenta a $R^2 = 0,728$ si excluimos la provincia de Salamanca (ver figura 1), dado que para el Censo de 1940 no disponemos de los datos correspondientes al grupo de duración 0-5 relativos a esta provincia.

Si a esta exclusión obligada añadimos la de los datos referidos a Málaga, claramente excentríficos, el nivel de correlación mejora ostensiblemente ($R^2 = 0,780$). La provincia andaluza experimenta, en efecto, un descenso del nivel de supervivencia muy superior al resto de provincias entre ambos grupos de duración, tal como se evidencia en la figura 1. Y aunque se puede alegar que dicha provincia fue especialmente afectada por el conflicto bélico, lo que afectaría a las probabilidades de supervivencia de los niños más pequeños, *l/2*, sin embargo, parece que este comportamiento singular puede atribuirse a un problema específico de mala calidad de los datos registrados por el Censo de 1940 correspondiente a las mujeres más jóvenes. En efecto, también el número de hijos nacidos vivos declarados por las mujeres malagueñas menores de 26 años es mucho mayor en el Censo de 1940 que en el de 1930 (Gil Alonso, 2005: 177), lo que nos lleva a suponer que el exceso de mortalidad de los hijos del grupo de duración 0-5 parece deberse a una sobredeclaración de hijos nacidos vivos, más que a un déficit en el registro de los hijos que todavía viven en la fecha

¹³ Además, en las cohortes casadas más recientemente, su fecundidad y mortalidad acumulada hasta la fecha censal son menores y están, por tanto, más sujetas a fluctuaciones aleatorias y más afectadas por las variaciones interprovinciales de la mortalidad en la infancia. Este efecto es especialmente importante a causa de la gran concentración de la mortalidad en los primeros años de vida que se daba en los países con un modelo mediterráneo de mortalidad, como es el caso de España.

FIGURA 1

Correlación entre los niveles de supervivencia (tipo sur) de las provincias españolas correspondientes a los grupos de duración 0-5 y 6-10 del Censo de 1940



FUENTE:

Elaboración propia a partir de datos censales retrospectivos procedentes del Censo de 1940.

censal. Por todo ello, parece justificado eliminar esta provincia a la hora de analizar el grado de correlación.

De la misma manera, si por razones similares excluimos a la provincia de Orense, que también muestra valores que podríamos calificar como *outliers* respecto a otros grupos de duración, obtenemos una apreciable mejora en los coeficientes de determinación obtenidos, como se puede apreciar en la última columna de la tabla II: las R^2 son similares a las del Censo de 1930 e incluso superiores en los grupos de duración más antiguos, lo que evidencia la buena calidad del Censo de 1940 salvo estas concretas excepciones.

La consistencia de las fuentes y de la metodología utilizadas también se verifica al comparar entre sí, mediante un análisis de la correlación, los datos provinciales procedentes de los Censos de 1930 y 1940 (García Soler, 2006: Anexos), así como al cotejar los datos de supervivencia en la infancia obtenidos a partir de la información censal retrospectiva con

las tasas de mortalidad infantil calculadas por otros autores (Arbelo, 1962; Gómez Redondo, 1992) a partir de los datos de registro publicados por el Movimiento Natural de la Población. La coincidencia entre la información extraída del MNP y la calculada a través de la información censal retrospectiva se puede verificar, para el conjunto de España, en los gráficos 5 y 6 del artículo publicado por García Soler y Gil Alonso (2007: 109), en el que también se analiza el grado de correlación entre las cifras provinciales de ambas series de datos para distintas fechas de referencia. Las R^2 halladas son relativamente satisfactorias (en torno o superiores a 0,5) y únicamente el coeficiente de determinación correspondiente al año 1938, en plena Guerra Civil, es demasiado bajo. En nuestra opinión, ello no significa que los datos censales referidos a esta fecha sean peores que los procedentes del MNP. Probablemente, el conflicto bélico afectó en mayor medida al proceso de recogida de datos del Registro Civil que a la memoria de las mujeres no solteras censadas en 1940 (García Soler y Gil Alonso, 2007: 110-111).

Comprobada, pues, la fiabilidad de la información utilizada, veamos cuál fue el impacto territorial sobre la mortalidad en la infancia causado por la Guerra Civil.

5. RESULTADOS

5.1. *Un primer análisis del impacto bélico: comparación de los Censos de 1930 y 1940*

La comparación de las series equivalentes surgidas de ambos Censos muestra hasta qué punto se produjo una ruptura en la trayectoria de la evolución de la mortalidad en los años anteriores a la guerra. La tabla III muestra las correlaciones entre los niveles de supervivencia provinciales correspondientes a los descendientes de los mismos grupos de duración de matrimonio de los Censos de 1930 y 1940.

La tabla compara los niveles de supervivencia de las provincias españolas para promociones de matrimonio con la misma duración, separadas por un periodo de diez años. Para los cuatro grupos más antiguos de cada Censo, los coeficientes de determinación resultantes son muy parecidos, ligeramente inferiores a $R^2 = 0,80$. Los podemos calificar de satisfactorios, pues muestran un elevado grado de consistencia territorial, tal como reflejan los cuatro primeros gráficos de dispersión incluidos en la figura 2, que muestran el respectivo nivel de correlación (R^2), así como las modificaciones que cada coeficiente de determinación sufriría si se excluyeran los datos de las provincias que muestran resultados más excéntricos (y por lo tanto más dudosos).

TABLA III

Correlaciones entre los niveles de supervivencia estimados a partir de datos censales de las provincias españolas correspondientes a grupos de duración del matrimonio equivalentes de los Censos de 1930 y 1940

Grupo de duración del matrimonio	Coeficiente de determinación R^2
21-25	0,752
16-20	0,799
11-15	0,776
6-10	0,782
0-5	0,526 ¹⁴

FUENTE:

Elaboración propia a partir de los Censos de 1930 y 1940.

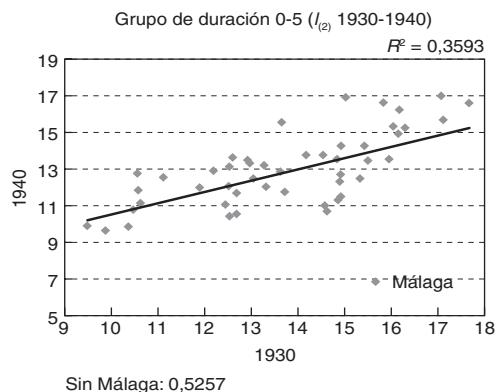
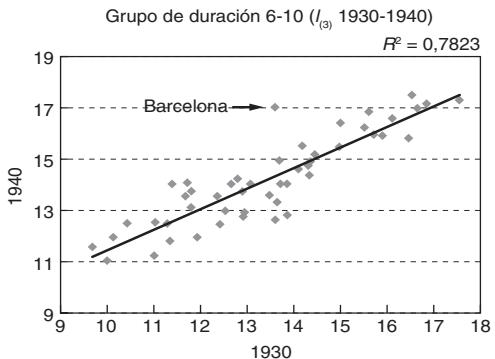
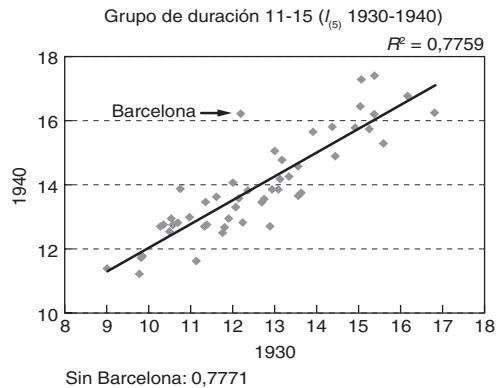
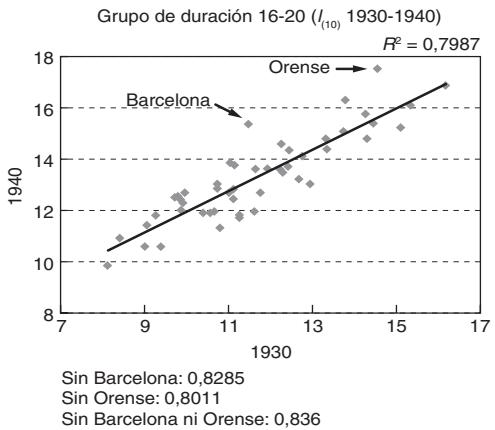
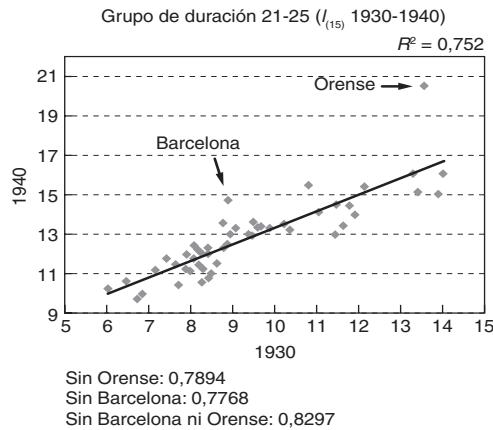
De hecho, si se eliminan provincias como Orense o Barcelona, que muestran las mayores variaciones entre ambos Censos (en concreto, niveles de supervivencia excesivamente altos en 1940 en relación a los registrados en 1930), los coeficientes de correlación asumen valores superiores a 0,8. En efecto, los gráficos correspondientes de la figura 2 muestran a la mayoría de las provincias alineadas en torno a la recta de regresión, provincias que a su vez suelen tener niveles de supervivencia más altos en 1940 que en 1930, pese al impacto de la Guerra Civil, gracias al gran descenso de la mortalidad en la infancia durante los años treinta.

La excepción es la que se refiere al último gráfico de dispersión, correspondiente al grupo de duración relativo a los matrimonios más recientes (0-5 años de matrimonio), cuya correlación es sensiblemente inferior al resto ($R^2 = 0,3593$ sin Salamanca, que sube hasta 0,526 si también se elimina Málaga, de comportamiento excesivamente excéntrico pues muestra un fortísimo incremento de la mortalidad entre ambos Censos). El último gráfico de la figura 2, referido a este grupo de duración, muestra cómo el grado de dispersión en torno a la recta de regresión aumenta significativamente, lo que implica una mayor variación en los niveles de mortalidad provinciales declarados en 1940 comparados con los recogidos diez años antes. Un cambio tan abrupto en la distribución geográfica de la mortalidad ha de estar, necesariamente, muy vinculado a los efectos diferenciales que la Guerra Civil tuvo sobre la mortalidad en la infancia a escala provincial.

¹⁴ No incluye los datos de Salamanca ni Málaga, por no disponerse de los referidos al Censo de 1940 para la primera y por ser excesivamente excéntricos los referidos a la segunda para el mismo Censo. Si tenemos en cuenta los datos referidos a la provincia andaluza, el coeficiente de determinación desciende hasta $R^2 = 0,3593$.

FIGURA 2

Correlaciones entre los niveles de supervivencia de los descendientes de los grupos de duración equivalentes de los Censos de 1930 y 1940



Dichos cambios en las pautas territoriales de mortalidad en la infancia a consecuencia de la Guerra Civil también se reflejan en los mapas que componen la figura 3, donde se comparan los niveles provinciales de supervivencia obtenidos a partir del conjunto de los cinco grupos de duración de matrimonio de 1930 y 1940 (mapas superiores), y a partir del grupo de duración 0-5 de ambos Censos (mapas inferiores).

Los dos mapas superiores muestran una gran coherencia, con mayores niveles de supervivencia en las provincias del litoral cantábrico y mediterráneo, y mayor mortalidad en el interior peninsular (sólo las provincias andaluzas parecen mostrar un empeoramiento relativo de sus niveles de mortalidad en la infancia en la década que transcurre entre ambos Censos), pautas ya explicadas en el trabajo de García Soler y Gil Alonso (2007) y que confirman los resultados sobre los patrones territoriales de mortalidad expuestos por otros autores (Arbelo, 1962; Gómez Redondo, 1992). Por el contrario, los dos mapas inferiores —que recogen el impacto de la mortalidad sobre los hijos de los matrimonios más recientes censados en 1940, que tenían dos años de edad en promedio— muestran mayores cambios, producto, sin duda, del desigual impacto en el territorio que supuso el conflicto bélico. Ello parece demostrar que la Guerra Civil afectó básicamente a las probabilidades de supervivencia de los hijos más pequeños, de mujeres casadas recientemente (0-5 años de matrimonio), y que tuvo un impacto territorial muy diverso.

Se observa, en efecto, cómo el mapa con los niveles de supervivencia de los descendientes de las mujeres casadas entre 0 y 5 años antes de 1930 muestra unos patrones territoriales bien definidos, de nuevo con una clara dicotomía de mortalidad en la infancia entre las provincias litorales, de mayor supervivencia, y las interiores, con mayores niveles de mortalidad. Estos patrones son, sin embargo, menos claros en el mapa correspondiente al Censo de 1940, pues aparecen provincias litorales con alta mortalidad (especialmente en Andalucía, así como las provincias de Valencia y Murcia) y otras interiores con niveles de supervivencia relativamente mejorados, siendo el caso de Ciudad Real el más destacado.

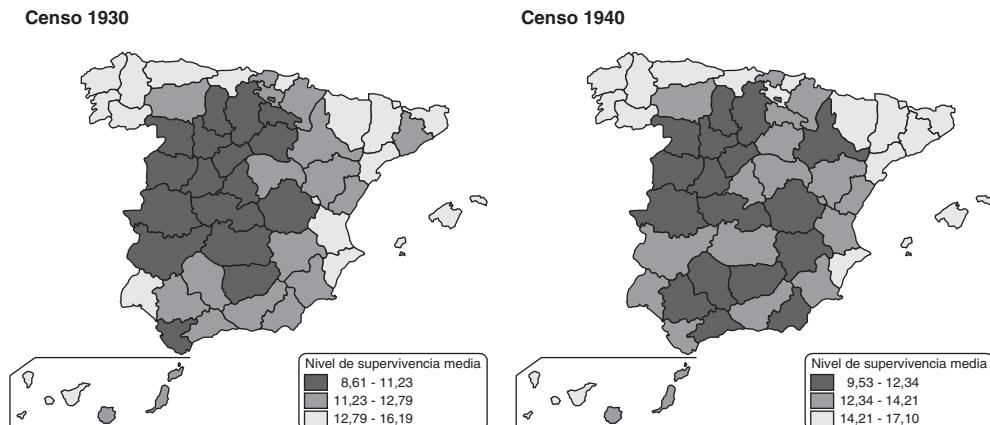
5.2. *Estimación del impacto de la Guerra Civil sobre los niveles provinciales de supervivencia en la infancia*

Demostrada la existencia de un efecto diferencial de la guerra sobre la mortalidad en la infancia, intentemos estimar su impacto provincial. Para ello retomaremos el último mapa de la figura 3, que es el primero de la figura 4, donde se muestra la distribución provincial de los niveles de supervivencia de los descendientes de las mujeres agrupados en los cinco grupos de duración del matrimonio del Censo de 1940, empezando por el grupo 0-5, con fecha de referencia a mediados de 1938 y cuya mortalidad se refiere en promedio a hijos de 2 años de edad, y acabando por el grupo 21-25 años de matrimonio, cuya mortalidad en la infancia se puede referenciar a mediados de 1927 y corresponde, en promedio, a hijos de 15 años de edad.

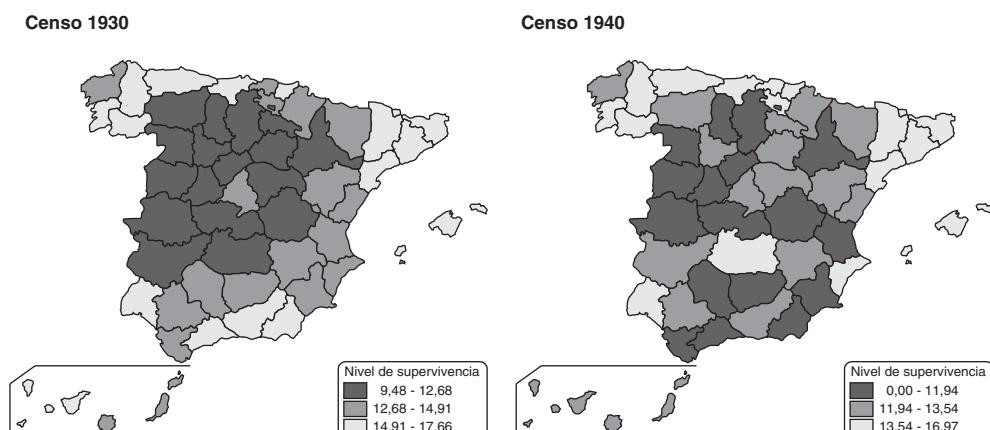
FIGURA 3

Distribución provincial de los niveles de supervivencia en la infancia del conjunto de las mujeres de los cinco grupos de duración del Censo de 1940, y al grupo de duración 0-5

Niveles provinciales de supervivencia (tablas tipo sur) de los descendientes de las mujeres pertenecientes a los cinco grupos de duración del matrimonio de los Censos de 1930 y 1940.



Niveles provinciales de supervivencia (tablas tipo sur) de los descendientes (2) de las mujeres pertenecientes al grupo de duración del matrimonio 0-5 de los Censos de 1930 y 1940.

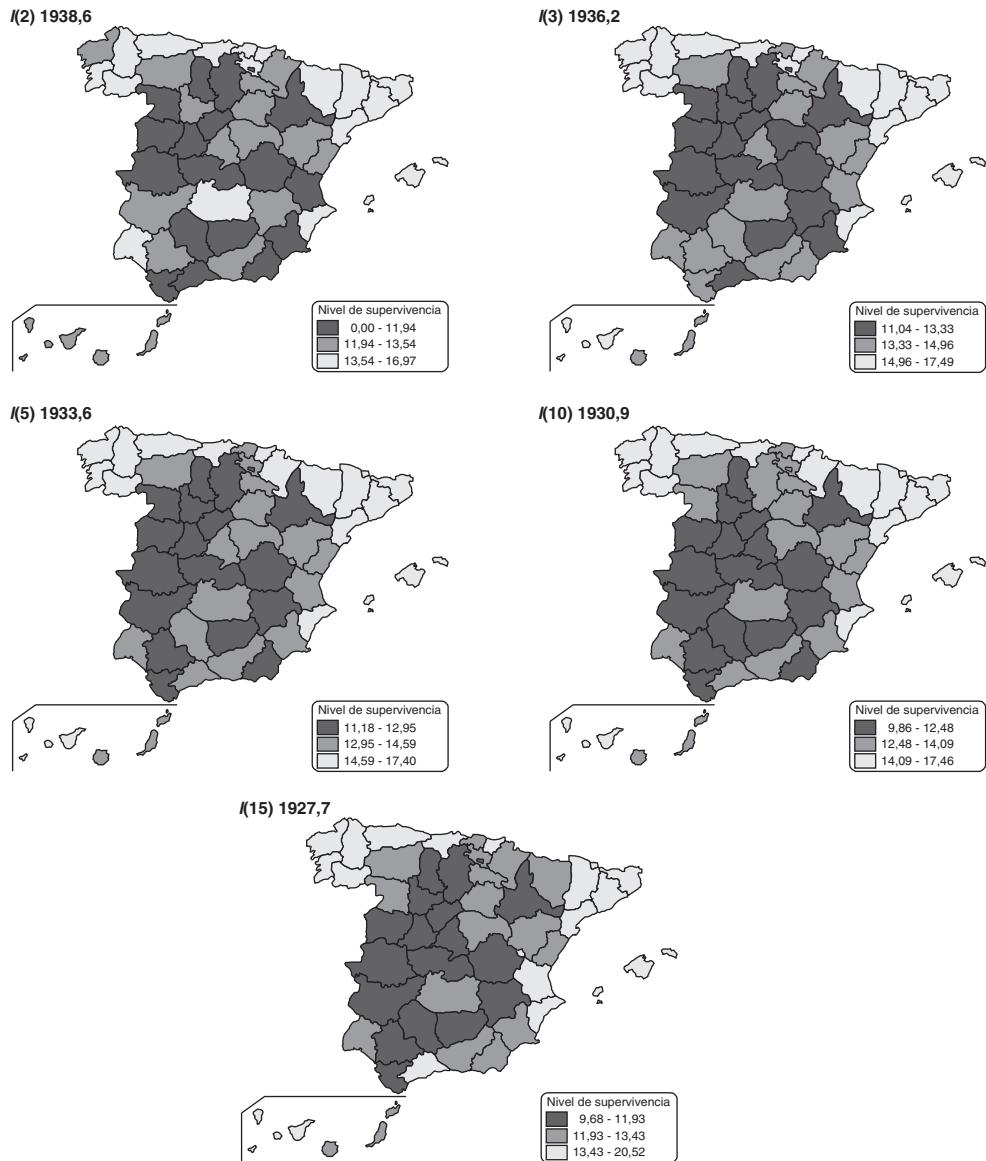


FUENTE:

Elaboración propia a partir de los Censos de 1930 y 1940.

FIGURA 4

Distribución geográfica de los niveles de supervivencia de los descendientes de las mujeres agrupadas en función del grupo de duración del matrimonio al que pertenecen (Censo 1940)



FUENTE:

Elaboración propia a partir del Censo de 1940.

TABLA IV

Evolución de la posición relativa de las provincias españolas en 1936 y 1938 según su nivel de supervivencia (orden ascendente) y la variación de niveles entre ambas fechas

	1936,2	1938,6	Variación
Palencia	11,04	Málaga	6,88
Salamanca	11,24	Ávila	9,65
Cáceres	11,55	Zamora	9,80
Burgos	11,80	Cáceres	9,93
Jaén	11,93	Toledo	10,38
Valladolid	11,94	Jaén	10,54
Toledo	12,44	Murcia	10,72
Cuenca	12,46	Palencia	10,74
Ávila	12,50	Valencia	10,98
Segovia	12,50	Zaragoza	11,06
Zamora	12,51	Burgos	11,11
Málaga	12,62	Córdoba	11,33
Zaragoza	12,78	Almería	11,46
Murcia	12,80	Cuenca	11,68
Albacete	12,90	Cádiz	11,77
Guadalajara	12,98	Segovia	11,83
Badajoz	13,09	Badajoz	11,94
Córdoba	13,33	León	12,00
Soria	13,54	Albacete	12,01
Logroño	13,55	Sevilla	12,30
Almería	13,59	Granada	12,45
Teruel	13,74	Teruel	12,49
Madrid	13,74	Soria	12,55
Ciudad Real	14,01	Huesca	12,70
Castellón de la Plana	14,01	Valladolid	12,73
Granada	14,01	Castellón de la Plana	12,84
Las Palmas	14,02	Guadalajara	12,87
Sevilla	14,03	Logroño	13,09
Cádiz	14,09	Navarra	13,15
León	14,21	Madrid	13,34
Valencia	14,35	Las Palmas	13,43
Navarra	14,62	Santa Cruz de Tenerife	13,44
Huelva	14,75	La Coruña	13,53
Vizcaya	14,89	Huelva	13,54
Álava	14,96	Ciudad Real	13,59
Alicante	15,17	Vizcaya	13,73
La Coruña	15,47	Alicante	13,76
Huesca	15,52	Orense	14,25
Lérida	15,82	Pontevedra	14,27
Orense	15,88	Lugo	14,91
Santa Cruz de Tenerife	15,96	Lérida	15,21
Pontevedra	16,23	Oviedo	15,27
Santander	16,40	Álava	15,50
Guipúzcoa	16,59	Baleares	15,63
Oviedo	16,82	Guipúzcoa	16,25
Lugo	16,97	Santander	16,56
Barcelona	17,04	Tarragona	16,59
Gerona	17,17	Barcelona	16,87
Baleares	17,31	Gerona	16,97
Tarragona	17,49		

Datos referidos a Salamanca no disponibles

FUENTE:

Elaboración propia a partir de datos del Censo de 1940.

NOTA:

No existen datos para la provincia de Salamanca.

El primer mapa, por lo tanto, muestra la situación de la mortalidad en la infancia existente en plena Guerra Civil. Respecto al mapa siguiente, referido a principios de 1936 (antes del inicio de la guerra), y los inferiores, correspondientes a promociones de matrimonios más antiguas, además de un cierto cambio en las pautas geográficas de mortalidad en la infancia, ya mencionado y que analizaremos en profundidad después, se produce un empeoramiento generalizado de los niveles de supervivencia en prácticamente todas las provincias. Las que presentan peores niveles de supervivencia —el tercio de provincias de color más oscuro— pasan de un nivel de tabla tipo (modelo sur) entre 11 y 13,3 en 1936 a un nivel inferior a 11,9 (no disponemos de datos para Salamanca para el grupo de duración 0-5) en 1938. Las de mortalidad intermedia (tercio de color gris) pasan de 13,3-15 a 11,9-13,5, y las que presentan mejores niveles de supervivencia (tercio de color blanco) pasan de niveles entre 15 y 17,5 a otros entre 13,5 y 17. La equivalencia de dichos niveles en años de esperanza de vida al nacer se puede calcular a partir de la tabla 2 del Anexo.

Los datos utilizados para realizar esos dos mapas se recogen en la tabla IV, que compara los datos provinciales de supervivencia (niveles de las tablas tipo de Coale y Demeny, modelo sur) de los hijos de las mujeres con duración de matrimonio de 6-10 y 0-5 años en 1940¹⁵, referidos respectivamente a los años exactos 1936,2 y 1938,6, y que muestra la variación de los niveles de supervivencia de los descendientes de ambas cohortes de matrimonios y, en consecuencia, la desigual incidencia de la Guerra Civil española en las diferentes provincias españolas.

Como primer resultado aparente, no parece haber una clara relación entre el nivel de mortalidad provincial existente antes de la guerra y la variación experimentada como consecuencia de ésta. En general, las provincias con mayor nivel de supervivencia en 1936 (color blanco) lo siguen siendo en 1938, y lo mismo se puede decir de las provincias con mayor mortalidad (color más oscuro). Pero si observamos, en la columna de la derecha, el cambio entre ambas fechas —medido en variación de niveles de las tablas tipo de mortalidad—, entonces ya no aparecen patrones tan claros, existiendo, por ejemplo, provincias con elevada supervivencia inicial entre las que más posiciones pierden (como las gallegas, Baleares y Tenerife), entre las que más se mantienen (las catalanas y vascas, junto a Santander) y entre las que muestran un comportamiento intermedio. Y lo propio se puede decir de las provincias que partían con una peor situación de supervivencia en la infancia, entre las que Valladolid, Palencia, Segovia y Burgos, junto a Guadalajara, Ciudad Real, Cuenca

¹⁵ Todos los hijos de las mujeres de estos dos grupos de duración del matrimonio (estamos hablando de los enlaces nupciales que se dieron en cada uno de los quinquenios de la década 1930) sufrieron los efectos del conflicto armado. Pero éste afectó mucho más de lleno a los descendientes de los matrimonios más recientes. Prácticamente la totalidad de los hijos de los matrimonios celebrados entre 1935 y 1940 vivieron sus primeros años de vida en situación de guerra, o en los primeros momentos de la posguerra. En cambio, buena parte de los hijos de los matrimonios del quinquenio anterior ya habían alcanzado, en promedio, los tres años de vida antes de iniciarse la conflagración armada.

y Albacete, parecen haber sido menos afectadas por el conflicto bélico que otras provincias interiores como Ávila, León y Zamora (recordemos que no hay datos para Salamanca), o que Valencia, Huesca, Cádiz, Almería y Murcia, por citar algunas provincias periféricas.

Por lo tanto, el impacto geográfico de la Guerra Civil sobre la mortalidad de los más jóvenes no parece señalar, aparentemente, patrones excesivamente claros ni son territorialmente homogéneos. Sin embargo, sí que se pueden definir dos zonas, el noroeste peninsular y el litoral levantino-meridional, desde Valencia a Cádiz, que parecen haber sido más negativamente afectadas, mientras que Cataluña, el litoral cantábrico oriental (desde Santander a Guipúzcoa) y ciertas provincias interiores tanto de la Meseta norte como de la meridional, muestran una disminución de la supervivencia mucho menos pronunciada.

Este resultado, que no confirma nuestra hipótesis de partida, por sí solo, ya es significativo, pues significa que el conflicto bélico modificó las pautas provinciales de mortalidad existentes anteriormente, que diferenciaban claramente las provincias litorales –en situación ventajosa– de las situadas en el interior. Por lo tanto, podemos decir que el conflicto bélico rompió con la estabilidad de las pautas geográficas centro/periferia que caracterizaban a la mortalidad en la infancia en las décadas anteriores, como mostraban los datos correspondientes a fechas de referencia anteriores a la guerra. Así, en 1938 las provincias del interior peninsular ya no se sitúan indefectiblemente entre las más afectadas por este tipo de mortalidad, y algunas de ellas incluso mejoran su posición relativa. Lo contrario pasa con ciertas provincias litorales. En general, la región más afectada por el conflicto bélico en términos de empeoramiento de la supervivencia en la infancia fue Andalucía, especialmente Málaga, Cádiz, Almería y Córdoba, seguida por otras provincias litorales, como Valencia y Murcia, e insulares. Por el contrario, la parte centro-septentrional de la Meseta parece haber sido la zona en la que la Guerra Civil causó menos estragos, al menos en lo que se refiere a sus consecuencias sobre la mortalidad en los primeros años de vida.

5.3. La guerra como ruptura de las tendencias históricas de caída de la mortalidad en la infancia: diferencias provinciales

Al ejercicio anterior se le puede objetar que sólo tiene en cuenta el nivel de supervivencia existente justamente antes del estallido del conflicto bélico y no la evolución que este indicador mostraba en los años precedentes, es decir, la tendencia hacia una mayor o menor reducción de la mortalidad precoz. En efecto, para poder evaluar el verdadero impacto de la Guerra Civil en la evolución de los niveles de supervivencia en la infancia de las distintas provincias deberíamos tener en cuenta cuál era la evolución de este indicador en los años previos al conflicto, suponiendo —y aquí recogemos la hipótesis de partida— que aquellas

provincias que habían ganado menos supervivencia en los años precedentes serían golpeadas con mayor dureza por las consecuencias de la guerra sobre la mortalidad en la infancia. Para ello se ha elaborado un indicador¹⁶ a partir del Censo de 1940, que compara la evolución media anual de los niveles de supervivencia entre los años 1927,7 (grupo de duración 21-25) y 1936,2 (grupo de duración 6-10) y entre este último año y 1938,6 (grupo de duración 0-5). La última columna de la tabla V es el resultado de la diferencia entre las dos columnas anteriores, lo que nos permite obtener un indicador anualizado del impacto del conflicto bélico sobre los niveles de supervivencia en la infancia para cada provincia, en relación a las tendencias existentes en la evolución de la mortalidad precoz antes del estallido de la guerra, y no sólo en relación a una única fecha.

Estas tres últimas columnas se presentan, en orden ascendente de ganancia de supervivencia, en la tabla VI, donde se observa que Málaga, la provincia aparentemente más afectada por la Guerra Civil, ya mostraba unas pautas de menor ganancia de supervivencia en el periodo anterior al estallido del conflicto bélico, junto a Orense y Murcia. También Valencia, Tenerife y Zamora parecen seguir este patrón. Por el contrario, Ávila, Cádiz y Tenerife, fuertemente afectadas por el impacto bélico, habían protagonizado fuertes ganancias de supervivencia en la infancia en la década que precedió al conflicto bélico. Y las mismas diferencias se encuentran entre las provincias menos afectadas. Se confirma, por lo tanto, que el impacto de la guerra fue relativamente independiente de las tendencias existentes antes de ésta, lo cual no significa que no presentara unos ciertos patrones territoriales, como se verá a continuación.

Las tres columnas de la tabla VI se han cartografiado en los tres mapas que comprenden la figura 5, del que destacaremos el último por su carácter sumario. Éste muestra que las mayores ganancias relativas de supervivencia (o, mejor dicho, las menores pérdidas de mortalidad) ocurridas durante el periodo bélico, en relación a las tendencias existentes anteriormente, ocurrieron en una amplia franja central que ocuparía el centro-norte de la península —desde Ciudad Real a Cantabria—, así como en Cataluña. Por el contrario, las mayores pérdidas relativas de supervivencia infantil, en comparación a las tendencias existentes en el periodo pre-bélico, se dieron en el litoral mediterráneo (entre Andalucía y Valencia), en el Valle del Ebro (especialmente Huesca y Zaragoza) y en el oeste y noroeste peninsulares.

¹⁶ Este indicador se ha calculado de la siguiente manera: en primer lugar se ha tomado el nivel de supervivencia correspondiente al grupo de duración del matrimonio 21-25 y luego el correspondiente al grupo 6-10, se ha restado el segundo menos el primero y se ha dividido por el número de años transcurridos entre las fechas de referencia 1927,7 y 1936,2. De esta manera se obtiene el crecimiento anual medio, medido en aumento de niveles de supervivencia de las tablas tipo de Coale y Demeny (nivel sur), de cada provincia para el periodo anterior al inicio de la Guerra Civil, caracterizado por un fuerte aumento de la supervivencia o, lo que es lo mismo, una fuerte reducción de la mortalidad en la infancia. A continuación se realiza el mismo proceso entre los grupos de duración 6-10 y 0-5, y se obtiene así la variación media anual de los niveles de supervivencia entre 1936,2 y 1938,6 como consecuencia de la Guerra Civil.

TABLA V

Diferencia entre la evolución anual de los niveles de supervivencia expresado en niveles de la tabla de mortalidad tipo sur entre los grupos de duración 21-25 y 6-10 años de matrimonio, y entre este último y el grupo 0-5

	1927,7	1936,2	1938,6	1927,7/ 1936,2	1936,2/ 1938,6	Diferencia
Álava	13,33	14,96	15,50	0,19	0,22	0,03
Albacete	10,98	12,90	12,01	0,23	-0,37	-0,60
Alicante	13,48	15,17	13,76	0,20	-0,59	-0,79
Almería	11,99	13,59	11,46	0,19	-0,89	-1,07
Ávila	10,43	12,50	9,65	0,24	-1,19	-1,43
Badajoz	11,74	13,09	11,94	0,16	-0,48	-0,63
Baleares	16,04	17,31	15,63	0,15	-0,70	-0,85
Barcelona	14,68	17,04	16,87	0,28	-0,07	-0,35
Burgos	11,17	11,80	11,11	0,07	-0,29	-0,36
Cáceres	9,68	11,55	9,93	0,22	-0,67	-0,89
Cádiz	11,43	14,09	11,77	0,31	-0,97	-1,28
Castellón de la Plana	12,97	14,01	12,84	0,12	-0,49	-0,61
Ciudad Real	12,20	14,01	13,59	0,21	-0,17	-0,39
Córdoba	11,47	13,33	11,33	0,22	-0,83	-1,05
La Coruña	13,98	15,47	13,53	0,17	-0,81	-0,98
Cuenca	11,26	12,46	11,68	0,14	-0,32	-0,46
Gerona	14,49	17,17	16,97	0,32	-0,08	-0,40
Granada	12,44	14,01	12,45	0,18	-0,65	-0,83
Guadalajara	12,31	12,98	12,87	0,08	-0,05	-0,12
Guipúzcoa	15,43	16,59	16,25	0,14	-0,14	-0,28
Huelva	13,25	14,75	13,54	0,18	-0,50	-0,68
Huesca	13,40	15,52	12,70	0,25	-1,17	-1,42
Jaén	9,95	11,93	10,54	0,23	-0,58	-0,81
León	12,91	14,21	12,00	0,15	-0,92	-1,08
Lérida	13,43	15,82	15,21	0,28	-0,25	-0,53
Logroño	11,93	13,55	13,09	0,19	-0,19	-0,38
Lugo	16,07	16,97	14,91	0,11	-0,86	-0,97
Madrid	11,74	13,74	13,34	0,24	-0,17	-0,41
Málaga	13,54	12,62	6,88	-0,11	-2,39	-2,28
Murcia	13,32	12,80	10,72	-0,06	-0,87	-0,81
Navarra	13,29	14,62	13,15	0,16	-0,61	-0,77
Orense	20,52	15,88	14,25	-0,55	-0,68	-0,14
Oviedo	14,42	16,82	15,27	0,28	-0,64	-0,93
Palencia	10,24	11,04	10,74	0,09	-0,13	-0,22
Las Palmas	12,98	14,02	13,43	0,12	-0,25	-0,37
Pontevedra	15,16	16,23	14,27	0,13	-0,82	-0,94
Salamanca	11,43	11,24	0,00	-0,02		
Santa Cruz de Tenerife	14,99	15,96	13,44	0,11	-1,05	-1,16
Santander	14,10	16,40	16,56	0,27	0,07	-0,20
Segovia	11,10	12,50	11,83	0,16	-0,28	-0,44
Sevilla	10,81	14,03	12,30	0,38	-0,72	-1,10
Soria	12,36	13,54	12,55	0,14	-0,41	-0,55
Tarragona	15,48	17,49	16,59	0,24	-0,38	-0,61
Teruel	12,03	13,74	12,49	0,20	-0,52	-0,72
Toledo	10,53	12,44	10,38	0,22	-0,86	-1,08
Valencia	13,60	14,35	10,98	0,09	-1,40	-1,49
Valladolid	10,61	11,94	12,73	0,16	0,33	0,17
Vizcaya	12,98	14,89	13,73	0,22	-0,48	-0,71
Zamora	12,20	12,51	9,80	0,03	-1,13	1,16
Zaragoza	11,25	12,78	11,06	0,18	-0,72	-0,90

FUENTE:

Elaboración propia utilizando datos censales retrospectivos del Censo de 1940.

TABLA VI

Evolución media anual de los niveles de supervivencia (tablas tipo sur) de las provincias españolas entre los períodos 1927,7-1936,2 (columna izquierda) y entre 1936,2-1938,6 (columna central), y diferencia entre ambas. Orden ascendente

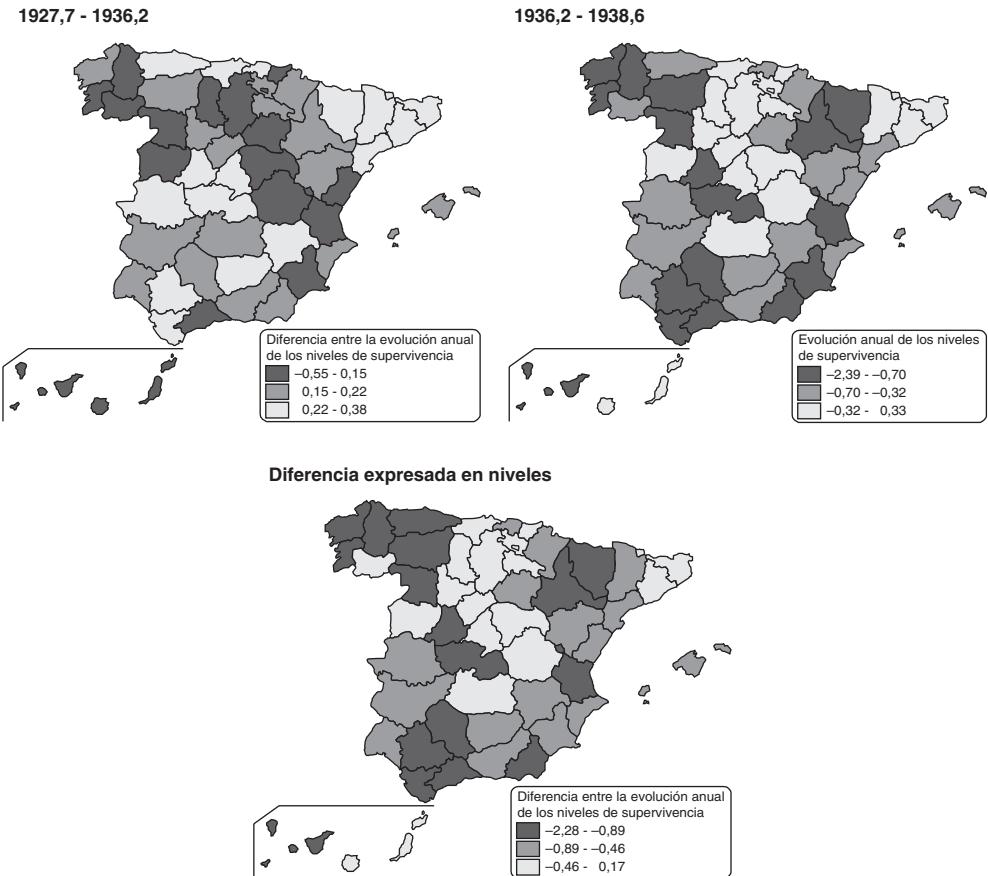
	1927,7/1936,2		1936,2/1938,6		Diferencia
Orense	-0,55	Málaga	-2,39	Málaga	-2,28
Málaga	-0,11	Valencia	-1,40	Valencia	-1,49
Murcia	-0,06	Ávila	-1,19	Ávila	-1,43
Salamanca	-0,02	Huesca	-1,17	Huesca	-1,42
Zamora	0,03	Zamora	-1,13	Cádiz	-1,28
Burgos	0,07	Santa Cruz de Tenerife	-1,05	Santa Cruz de Tenerife	-1,16
Guadalajara	0,08	Cádiz	-0,97	Zamora	-1,16
Valencia	0,09	León	-0,92	Sevilla	-1,10
Palencia	0,09	Almería	-0,89	Toledo	-1,08
Lugo	0,11	Murcia	-0,87	León	-1,08
Santa Cruz de Tenerife	0,11	Lugo	-0,86	Almería	-1,07
Castellón de la Plana	0,12	Toledo	-0,86	Córdoba	-1,05
Las Palmas	0,12	Córdoba	-0,83	La Coruña	-0,98
Pontevedra	0,13	Pontevedra	-0,82	Lugo	-0,97
Guipúzcoa	0,14	La Coruña	-0,81	Pontevedra	-0,94
Soria	0,14	Sevilla	-0,72	Oviedo	-0,93
Cuenca	0,14	Zaragoza	-0,72	Zaragoza	-0,90
Baleares	0,15	Baleares	-0,70	Cáceres	-0,89
León	0,15	Orense	-0,68	Baleares	-0,85
Navarra	0,16	Cáceres	-0,67	Granada	-0,83
Valladolid	0,16	Granada	-0,65	Jaén	-0,81
Badajoz	0,16	Oviedo	-0,64	Murcia	-0,81
Segovia	0,16	Navarra	-0,61	Alicante	-0,79
La Coruña	0,17	Alicante	-0,59	Navarra	-0,77
Huelva	0,18	Jaén	-0,58	Teruel	-0,72
Zaragoza	0,18	Teruel	-0,52	Vizcaya	-0,71
Granada	0,18	Huelva	-0,50	Huelva	-0,68
Almería	0,19	Castellón de la Plana	-0,49	Badajoz	-0,63
Logroño	0,19	Vizcaya	-0,48	Tarragona	-0,61
Álava	0,19	Badajoz	-0,48	Castellón de la Plana	-0,61
Alicante	0,20	Soria	-0,41	Albacete	-0,60
Teruel	0,20	Tarragona	-0,38	Soria	-0,55
Ciudad Real	0,21	Albacete	-0,37	Lérida	-0,53
Córdoba	0,22	Cuenca	-0,32	Cuenca	-0,46
Cáceres	0,22	Burgos	-0,29	Segovia	-0,44
Toledo	0,22	Segovia	-0,28	Madrid	-0,41
Vizcaya	0,22	Lérida	-0,25	Gerona	-0,40
Albacete	0,23	Las Palmas	-0,25	Ciudad Real	-0,39
Jaén	0,23	Logroño	-0,19	Logroño	-0,38
Madrid	0,24	Ciudad Real	-0,17	Las Palmas	-0,37
Tarragona	0,24	Madrid	-0,17	Burgos	-0,36
Ávila	0,24	Guipúzcoa	-0,14	Barcelona	-0,35
Huesca	0,25	Palencia	-0,13	Guipúzcoa	-0,28
Santander	0,27	Gerona	-0,08	Palencia	-0,22
Barcelona	0,28	Barcelona	-0,07	Santander	-0,20
Lérida	0,28	Guadalajara	-0,05	Orense	-0,14
Oviedo	0,28	Santander	0,07	Guadalajara	-0,12
Cádiz	0,31	Álava	0,22	Álava	0,03
Gerona	0,32	Valladolid	0,33	Valladolid	0,17
Sevilla	0,38	Salamanca		Salamanca	

FUENTE:

Elaboración propia utilizando datos censales retrospectivos del Censo de 1940.

FIGURA 5

Evolución media anual de los niveles de supervivencia (tablas tipo sur) de las provincias españolas entre los periodos 1927,7-1936,2 y entre 1936,2-1938,6, y diferencia entre ambas



FUENTE:

Elaboración propia utilizando datos censales retrospectivos de los Censos de 1930 y 1940.

NOTA:

No disponemos de los datos referidos a Salamanca para el grupo de duración del matrimonio más reciente (fecha de referencia 1938,6), por lo que no se ha podido calcular la evolución entre 1936,2 y 1938,6.

5.4. *¿Cómo habría evolucionado la mortalidad en la infancia sin Guerra Civil?
Un ejercicio de modelización para estimar el verdadero impacto del conflicto bélico*

Finalmente, con los datos sobre niveles de supervivencia en la infancia extraídos del Censo de 1940 se puede profundizar todavía más el análisis territorial y, en lugar de comparar el nivel de mortalidad observado en referencia a 1938 con los registrados en el periodo entre 1928 y 1936, utilizar esta serie para estimar los niveles de supervivencia que se habrían dado en cada provincia si la Guerra Civil no hubiera estallado. A partir de los cuatro puntos de referencia (1927,7, 1930,9, 1933,6 y 1936,2), calculados a partir de los cuatro grupos de duración considerados, se podrían utilizar diferentes modelos de ajuste para estimar el valor correspondiente a 1938,6. Nosotros hemos considerado que para los fines exploratorios de este ejercicio ya es suficiente con el empleo de una simple extrapolación lineal que tome los niveles de supervivencia de 1927,7 (hijos de las mujeres con 21 a 25 años de casadas en 1940) y 1936,2 (hijos de las mujeres con 6 a 10 años de matrimonio en dicho Censo) como base para el cálculo. La tabla VII muestra el resultado, a nivel provincial, de esta interpolación (columna central, «valores esperados sin Guerra Civil»), lo compara con el nivel de supervivencia observado a partir de los valores recogidos por el grupo de duración 0-5 del Censo de 1940 (fecha de referencia 1938,6, columna izquierda), y muestra la diferencia resultante (columna derecha). Los resultados de estas tres columnas se despliegan cartográficamente en los tres mapas que componen la figura 6, el último de los cuales, que muestra la diferencia entre los valores observados y los estimados si no hubiera existido el conflicto bélico, es el que resume de la manera más adecuada, en nuestra opinión, el impacto territorial de la Guerra Civil sobre los niveles de supervivencia en la infancia y, por lo tanto, sobre la evolución de la mortalidad en los primeros años de vida de los descendientes de las promociones de matrimonio recogidas por el Censo de 1940.

Los resultados muestran que una franja de la España central, desde Cantabria al norte a Ciudad Real al sur (excluidas Ávila y Toledo), y desde Valladolid al oeste a Cuenca al este, fueron, junto a Barcelona y Gerona, las zonas aparentemente menos afectadas por el conflicto bélico respecto a los niveles de supervivencia en la infancia que se hubieran alcanzado si éste no hubiera estallado. Por el contrario, el cuadrante noroccidental (incluyendo León y Zamora, pero no disponemos de datos para Salamanca), el tercio sur peninsular (Andalucía y Murcia, y provincias adyacentes), el litoral levantino (con Valencia a la cabeza) y el Valle del Ebro (especialmente Zaragoza y Huesca), más Tenerife, parecen ser las zonas con mayores incrementos de mortalidad en la infancia como consecuencia del enfrentamiento militar.

Estos resultados parecen confirmar, al menos parcialmente, los obtenidos por Gómez Redondo (1992: 95), Villar Salinas (1942: 50-51) y otros autores en el sentido de que la mor-

TABLA VII

Comparación de los niveles de supervivencia observados y esperados (sin Guerra Civil) en 1938,6 teniendo en cuenta la evolución anual observada entre 1927,7 y 1936,2

	Observado	Esperado sin Guerra Civil	Diferencia
Álava	15,50	15,42	0,08
Albacete	12,01	13,45	-1,44
Alicante	13,76	15,65	-1,89
Almería	11,46	14,04	-2,58
Ávila	9,65	13,08	-3,43
Badajoz	11,94	13,47	-1,52
Baleares	15,63	17,66	-2,03
Barcelona	16,87	17,71	-0,84
Burgos	11,11	11,98	-0,86
Cáceres	9,93	12,07	-2,14
Cádiz	11,77	14,84	-3,07
Castellón de la Plana	12,84	14,30	-1,46
Ciudad Real	13,59	14,52	-0,93
Córdoba	11,33	13,85	-2,53
La Coruña	13,53	15,89	-2,36
Cuenca	11,68	12,79	-1,11
Gerona	16,97	17,93	-0,96
Granada	12,45	14,45	-2,00
Guadalajara	12,87	13,17	-0,30
Guipúzcoa	16,25	16,91	-0,66
Huelva	13,54	15,17	-1,63
Huesca	12,70	16,12	-3,42
Jaén	10,54	12,49	-1,95
León	12,00	14,58	-2,58
Lérida	15,21	16,49	-1,28
Logroño	13,09	14,01	-0,91
Lugo	14,91	17,23	-2,32
Madrid	13,34	14,31	-0,97
Málaga	6,88	12,37	-5,48
Murcia	10,72	12,66	-1,94
Navarra	13,15	15,00	-1,85
Orense	14,25	14,57	-0,33
Oviedo	15,27	17,49	-2,22
Palencia	10,74	11,26	-0,53
Las Palmas	13,43	14,32	-0,89
Pontevedra	14,27	16,53	-2,26
Salamanca	0,00	11,18	-11,18
Santa Cruz de Tenerife	13,44	16,23	-2,78
Santander	16,56	17,05	-0,49
Segovia	11,83	12,90	-1,07
Sevilla	12,30	14,94	-2,63
Soria	12,55	13,87	-1,32
Tarragona	16,59	18,06	-1,47
Teruel	12,49	14,22	-1,73
Toledo	10,38	12,98	-2,60
Valencia	10,98	14,56	-3,58
Valladolid	12,73	12,32	0,41
Vizcaya	13,73	15,43	-1,70
Zamora	9,80	12,57	-2,78
Zaragoza	11,06	13,21	-2,15

FUENTE:

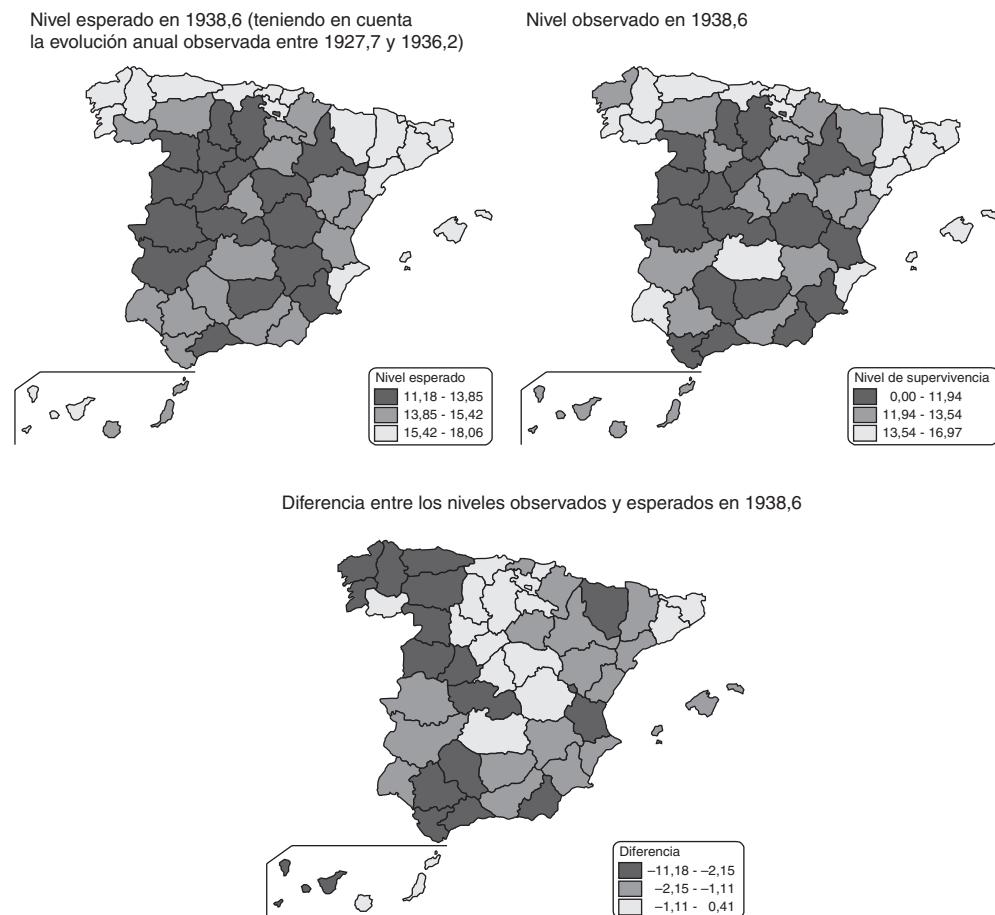
Elaboración propia utilizando datos censales retrospectivos del Censo de 1940.

NOTA:

No disponemos de los datos observados referidos a Salamanca para el grupo de duración del matrimonio más reciente, por lo que la diferencia con respecto a los datos estimados sin Guerra Civil, que sí se han podido calcular, no se ha de tomar en consideración.

FIGURA 6

Niveles de supervivencia en la infancia (tablas tipo sur) de las provincias españolas observados a mediados de 1938 y estimados a partir de la tendencia entre 1927,7 y 1936,2, y diferencia entre ambas



FUENTE:

Elaboración propia utilizando datos censales retrospectivos del Censo de 1940.

NOTA:

No disponemos de los datos observados referidos a Salamanca para el grupo de duración del matrimonio más reciente, por lo que la diferencia con respecto a los datos estimados sin Guerra Civil, que sí se han podido calcular, no se ha de tomar en consideración.

talidad infantil de la España franquista sufrió en menor medida que la republicana los avatares de la Guerra Civil. La mayor disponibilidad de medios de subsistencia —tratándose básicamente de regiones agrarias con menor densidad de población que las regiones urbanizadas e industrializadas de la zona republicana— y una tal vez mejor organización de la retaguardia podrían explicar la mejor situación de la zona «nacional» (Gómez Redondo, 1992: 96-100).

6. CONCLUSIONES

La mayor parte de las investigaciones precedentes han utilizado las estadísticas sobre defunciones inscritas en el Registro Civil y publicadas en el Movimiento Natural de la Población para analizar el impacto de la Guerra Civil sobre la mortalidad en general, y la mortalidad infantil en particular. Sin embargo, esta estadística es susceptible de haber empeorado su calidad como consecuencia de los propios avatares de la conflagración y de la subsiguiente posguerra (subregistro, quema de archivos, manipulación de los datos). En este artículo exploramos un nuevo método que consiste en utilizar las preguntas censales retrospectivas sobre la fecundidad declarada por las mujeres casadas al menos una vez (hijos nacidos vivos, hijos supervivientes en el momento censal) para estimar los niveles de supervivencia y, por tanto, de mortalidad en la infancia (hasta los 15 años), según una metodología propuesta por Brass. Como dichas estimaciones se pueden referenciar en el tiempo a una serie de años anteriores al momento censal, es posible establecer una evolución de los niveles de mortalidad en los primeros años de vida y realizar una estimación de qué niveles habría alcanzada ésta si no hubiera estallado la Guerra Civil. Finalmente, al compararlos con los niveles realmente observados en pleno conflicto bélico, se puede extraer una valoración de su impacto territorial sobre la evolución de la mortalidad en los primeros años de vida.

El resultado de aplicar esta metodología confirma —y ésta es la conclusión principal del artículo— que *el periodo bélico supuso una ruptura importante tanto en el comportamiento histórico de la mortalidad infantil como en los patrones de distribución territorial de la misma*. Esta conclusión desestima, sin embargo, la hipótesis de partida, pues *el grado de reducción del nivel de supervivencia que experimentó cada provincia no está determinado por el nivel existente antes de la guerra*. En otras palabras, no es cierto que las provincias más atrasadas en el proceso de transición demográfica, que presentaban mayor mortalidad —también en la infancia—, así como peores infraestructuras sanitarias y una estructura administrativa más débil, fueran las que sufrieron un mayor impacto bélico sobre sus niveles de supervivencia en las edades iniciales. Por el contrario, *la guerra impuso unas lógicas de mortalidad en la infancia distintas a las existentes anteriormente*, probablemen-

te como resultado de la alteración de los factores de riesgos existentes en cada territorio, *y esto se tradujo en unos patrones espaciales diferentes*. Los cambios en los patrones territoriales producidos por el conflicto bélico, no obstante su carácter excepcional, *intervinieron sobre las tendencias latentes que se dibujaban desde la década anterior y conducirían, en la segunda mitad del siglo xx, a acentuar el cambio desde el patrón de mortalidad centro/periferia* —propio de la fase demográfica pretransicional, condicionado fundamentalmente por factores ecológicos— *hacia el patrón norte/sur*, más determinado por factores ligados al desarrollo socioeconómico, que ha perdurado hasta la actualidad en nuestro país.

Veamos estas conclusiones de manera más detallada:

- La Guerra Civil produjo un cambio de tendencia de la evolución de la mortalidad precoz, que en general había disminuido de manera significativa en el periodo anterior a la Guerra Civil. Si el conjunto de España, como muestra la tabla I, presentaba un nivel de tabla tipo de mortalidad (modelo sur) de 9,31 a mediados de 1917 —que equivale a una esperanza de vida al nacer de 40,8 años para las mujeres y de 39,2 para los hombres—, en los primeros meses de 1936 ya se alcanzaba el nivel 14,19, es decir, una e_0 de 53 años para las féminas y de 50 para los varones. Por lo tanto, un progreso de más de 10 años en ambos sexos, conseguido sobre todo gracias a la reducción de la mortalidad en los primeros años de vida. Debido a la guerra, se bajó a mediados de 1938 en el conjunto de España de nuevo a un nivel de tabla 12,5 (un nivel similar al existente hacia mediados de los años veinte), que equivale a una e_0 femenina de 48,8 y masculina de 46,2 años. Este avance de la mortalidad afectó sobre todo a los hijos de corta edad de las mujeres recientemente casadas (de 0 a 5 años de matrimonio en 1940), mientras que los hijos —en promedio más mayores— de las mujeres casadas con anterioridad muestran mucho menos el impacto de la guerra.
- Prácticamente todas las provincias retrocedieron en los niveles de supervivencia de la población de menor edad como consecuencia de la guerra. Pero este impacto territorial fue muy desigual, produciéndose una ruptura del patrón de mortalidad centro/periferia existente en el periodo pre-bélico, que se caracterizaba por presentar menores niveles de mortalidad precoz en una franja septentrional entre Galicia y Cataluña (que se prolongaba en Baleares), niveles intermedios en el litoral levantino y andaluz, y mayores niveles absolutos en las provincias de la Meseta. La guerra golpeó especialmente provincias litorales como Málaga, Valencia, Murcia, Cádiz o Tenerife, pero también otras interiores como Ávila, Huesca, Zamora o Toledo. También entre las provincias menos afectadas encontramos tanto provincias marítimas (como Barcelona, Guipúzcoa o Santander) junto con otras mesetenses como Valladolid, Palencia o Guadalajara.

- De lo anterior se deduce que, a pesar de que teóricamente debiera existir una cierta relación entre el nivel de desarrollo demográfico (entendido, en el contexto de la transición demográfica, como resultante del progreso socioeconómico) y la vulnerabilidad que muestran las provincias ante una coyuntura desfavorable —tal como suponíamos en nuestra hipótesis de partida—, tales características no parecen haber jugado un papel significativo como factor explicativo de los niveles de supervivencia durante el conflicto bélico. Es decir, el grado de desarrollo demográfico previo de cada provincia (expresado, por ejemplo, en el nivel de supervivencia en la infancia existente antes del estallido bélico) apenas es explicativo del impacto que tuvo la mortalidad en los primeros años de vida como consecuencia de la guerra. La coyuntura bélica y los efectos que ésta tuvo, tanto directos (evolución de los frentes) como indirectos, sobre, por ejemplo, la producción y distribución de productos de subsistencia básicos para la población infantil (como leche y cereales) parecen imponerse como factores explicativos de las diferencias provinciales de mortalidad en las primeras etapas de la vida (Villar Salinas, 1942; Gómez Redondo, 1992). Este impacto directo o indirecto de la guerra sobre la mortalidad en los primeros años de vida también ha sido encontrado por otros autores para otros países (Caselli, Vallin, Vaupel y Yashin, 1987), y no sólo para las generaciones que nacieron durante el transcurso de una guerra, sino también para aquellas cohortes que fueron adolescentes durante el periodo bélico (ver Horiuchi, 1983, para Alemania; Caselli y Capocaccia, 1989, para Italia).
- ¿El modelo pre-bélico fue sustituido por otro claro patrón territorial causado por la guerra? No afirmaríamos esto de manera concluyente, puesto que en general, y salvo excepciones puntuales, las provincias con mayores niveles de supervivencia en la infancia antes de la guerra los continuaron teniendo después de que estalló ésta (recordemos la tabla IV). Sin embargo, si se analiza la variación de los niveles de mortalidad entre inicios de 1936 y mediados de 1938, sí que aparecen unas zonas que fueron relativamente más golpeadas por la guerra, como fueron las provincias meridionales y levantinas (los ejemplos más sobresalientes serían Málaga y Valencia), así como algunas provincias aragonesas (Huesca, Zaragoza) y otras situadas en el oeste y en el cuadrante noroccidental de la península, más ciertas provincias insulares como Tenerife y Baleares. Por el contrario, las provincias situadas en una amplia franja centro-septentrional que iría desde Ciudad Real hasta el litoral cantábrico, más algunas catalanas (Barcelona, Gerona), parecen haber estado relativamente menos afectadas por el impacto bélico. Sí que parecen dibujarse, por lo tanto, unas pautas espaciales ciertamente diferenciadas de las anteriores y que serían producto de la propia evolución de la guerra. En este sentido, los resultados finales de este ejercicio, que muestran que la Meseta central (retaguardia de la España de Franco durante la mayor parte de la Guerra Civil, y caracterizada por tener una baja densidad de población pero ser excedentaria en alimentos) fue una de las zonas

donde el impacto del conflicto bélico sobre los niveles de supervivencia en los primeros años de vida fue menor, parecen confirmar los hallazgos de otros autores, a partir del análisis de las tasas de mortalidad infantil (Gómez Redondo, 1992: 95) y del total de muertes (Villar Salinas, 1942: 50-51), de que la España republicana fue más afectada por la guerra que la zona franquista.

- Finalmente, ¿cómo se inserta el impacto de la Guerra Civil en la evolución histórica de la mortalidad en la infancia? Hemos demostrado que el conflicto fratricida rompió con los patrones históricos territoriales existentes antes de la guerra y que impuso otros, derivados probablemente de la propia lógica bélica y del impacto de ésta sobre determinados factores de riesgo que afectan a la infancia (malnutrición por reducción de la producción y distribución de alimentos, desorganización del sistema sanitario, etc.). Estas nuevas pautas territoriales causadas por la guerra fueron tan coyunturales como el propio conflicto, pero, sin embargo, dejaron unas consecuencias espaciales que se pueden inserir en las tendencias históricas de la disminución de la mortalidad en España. En efecto, la Guerra Civil contribuyó al empeoramiento relativo de la mortalidad precoz en la España meridional y secundariamente en otras zonas periféricas, y reforzó la mejora relativa de mortalidad en el centro-norte interior peninsular, potenciando la tendencia —que los autores han demostrado que ya empezaba a dibujarse desde la década de 1920— hacia la sustitución del patrón de mortalidad centro/periferia por uno nuevo norte/sur que contraponía las provincias septentrionales, de menor mortalidad, a las situadas en el centro y sur de la península (García Soler y Gil Alonso, 2007). Este modelo territorial a su vez daría lugar, desde mediados del siglo xx y especialmente a partir de los años sesenta, gracias a la fuerte reducción de la mortalidad en el centro y norte de la Meseta, al patrón geográfico actual, con una dicotomía territorial que, a grandes rasgos, contrapone un espacio de mortalidad favorable en las provincias del interior-norte peninsular con un área de mayor mortalidad relativa en la España meridional (Blanes, 2007).

Esta mutación espacial también se ha observado referida al descenso histórico de la fecundidad (Gil Alonso, 2005) y parece insertarse en las pautas territoriales de la transición demográfica española, proceso en el que Andalucía y otras zonas meridionales, que partían de posiciones relativamente avanzadas al inicio de la transición, fueron quedándose progresivamente rezagadas hasta alcanzar las últimas posiciones (con mayor fecundidad y mortalidad relativa) a la finalización del proceso, mientras que el proceso opuesto ocurrió en la zona central y septentrional de la Meseta.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alcaide Inchausti, J. (2003): *Evolución económica de la regiones y provincias españolas en el siglo xx*, Fundación BBVA, Bilbao.
- Arbelo, A. (1962): *La mortalidad de la infancia en España, 1901-1950*, CSIC, Madrid.
- Auriat, N. (1996): *Les défaillances de la mémoire humaine. Aspects orientatifs des enquêtes rétrospectives*, INED/PUF, París.
- Bernabeu, J.; Caballero, P.; Galiana, M. E., y 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 dirigida por la Dra. Anna Cabré, Departament de Geografia, 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*, 55, pp. 1205-1219.
- Brass, W. (1964): *Uses of census or survey data for the estimation of vital rates*, Seminario Africano sobre Estadísticas Vitales, Addis Abeba.
- (1975): *Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data*, Poplab, University of North Carolina, Chapel Hill.
- (1981): «Birth History Analysis», Comunicación presentada en la *World Fertility Survey Conference*, International Statistical Institute, Londres.
- (1985): *Advances in Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*, Centre for Population Studies, London School of Hygiene and Tropical Medicine, Londres.
- Cabré, A. (1999): *El sistema català de reproducció*, Proa, Barcelona.
- Caselli, G.; Vallin, J.; Vaupel, J. W., y Yashin, A. (1987): «Age-specific mortality trends in France and Italy since 1900: Period and Cohort effects», *European Journal of Population*, 3, 1, pp. 33-60.
- Caselli, G., y Capocaccia, R. (1989): «Age, Period, Cohort and Early Mortality: An Analysis of Adult Mortality in Italy», *Population Studies*, 43, 1, pp. 133-154.
- Coale, A. J., y Demeny, P. (1983): *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, 2.^a ed., Academic Press, Nueva York.
- Coale, A. J., y Trussell, T. J. (1974): «Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations», *Population Index*, 40, 2, pp. 185-258.
- (1977): «Estimating the time to which Brass estimates apply», Annexo I en 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*, 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*, XVIII, 3, pp. 525-551.
- De Miguel, J. M. (1973): *El ritmo de la vida social: Análisis sociológico de la población en España*, Tecnos, Madrid.
- Díez Nicolás, J. (1985): «La mortalidad en la Guerra Civil Española», *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, III, 1, pp. 41-50.

- Díez Nicolás, J., y De Miguel, J. (1981): *Control de la natalidad en España*, Fontanella, Barcelona.
- Dopico, F. (1985-1986): «Desarrollo económico y social y mortalidad infantil. Diferencias regionales (1860-1950)», *Dynamis*, pp. 381-396.
- Dopico, F., y Reher, D. S. (1998): *El declive de la mortalidad en España, 1860-1930*, Asociación de Demografía Histórica, n.º 1, Madrid.
- Echeverri Dávila, B. (1983): *La mortalidad en España 1900-1936*, Tesis de licenciatura, Facultad de Ciencias Políticas y Sociología, Universidad Complutense de Madrid.
- 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 Geografía, Universitat Autònoma de Barcelona.
- García 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*, XXV, II, segunda época, pp. 91-129.
- Gil Alonso, F. (1998): «Evaluación crítica de la información sobre fecundidad del Censo de 1920», *Estadística Española*, 40, 143, pp. 111-146.
- (2005): *El descenso histórico de la fecundidad matrimonial. Análisis territorial retrospectivo a partir de los censos de 1920, 1930 y 1940*, Tesis doctoral dirigida por la Dra. Anna Cabré, Departament de Geografía, Universitat Autònoma de Barcelona.
- Gómez Redondo, R. (1992): *La mortalidad infantil española en el siglo xx*, CIS, Madrid.
- Horiuchi, S. (1983): «The long impact of war on mortality: Old age mortality of First World War survivors in the Federal Republic of Germany», *Population Bulletin of the United Nations*, 5.
- Maluquer de Motes, J. (2007): «La incidencia de la Gran Depresión y de la Guerra Civil en la población de España (1931-1940). Una nueva interpretación», *Revista de Demografía Histórica*, XXV, II, segunda época, pp. 131-166.
- Naciones Unidas (1986): *Manual X. Técnicas indirectas de estimación demográfica*, ONU, Nueva York.
- Pascua, M. (1934): *La mortalidad infantil en España*, Departamento de Estadísticas Sanitarias de la Dirección General de Sanidad, Madrid.
- Pérez Morena, 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.
- Ramiro Fariñas, D., y Sanz Gimeno, A. (2000): «Structural Changes in Childhood Mortality in Spain, 1860-1990», *International Journal of Population Geography*, 6, pp. 61-82.
- 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 M. Breschi y L. Pozz (eds.), *The determinants of infant and child mortality in past European populations*, Forum, Udine, pp. 19-42.
- Sánchez Verdugo, J. (1948): *La mortalidad infantil en España. Sus variaciones cronológicas y geográficas en el siglo actual*, II Congreso Luso-Español de Obstetricia y Ginecología, Madrid, pp. 5-27.
- Sanz Gimeno, A. (2001): «Infancia, mortalidad y causas de muerte en España en el primer tercio del siglo xx (1906-1932)», *Revista Española de Investigaciones Sociológica*, 95, pp. 129-154.
- Sergio Segarra, A. (1977): *La evolución de la mortalidad infantil en España*, Dirección General de Sanidad, Publicaciones «Al servicio de España y del niño español», n.º 311, Madrid.

Trussell, T. J. (1975): «A re-estimation of the multiplying factors for the Brass techniques for determining childhood survivorship rates», *Population Studies*, XXIX, 1, pp. 97-108.

Villar Salinas, J. (1942): *Repercusiones demográficas de la última guerra civil española*, Real Academia de CC.MM. y PP., Madrid.

— (1951): *Tendencia contemporánea de la mortalidad infantil española*, Dirección General de Sanidad, Sección Puericultura, Publicaciones «Al servicio de España y del niño español», Madrid.

ANEXO

TABLA 1

Probabilidad de supervivencia desde el nacimiento, $\ell(x)$, para ambos sexos combinados, modelo sur

Nivel	$\ell(1)$	$\ell(2)$	$\ell(3)$	$\ell(5)$	$\ell(10)$	$\ell(15)$
1	0,67837	0,54723	0,48680	0,43665	0,39953	0,38232
2	0,70181	0,57838	0,52150	0,47429	0,43769	0,42051
3	0,72299	0,60721	0,55385	0,50957	0,47387	0,45690
4	0,74227	0,63404	0,58795	0,54277	0,50824	0,49164
5	0,75995	0,65931	0,61266	0,57410	0,54099	0,52487
6	0,77627	0,68268	0,63955	0,60376	0,57222	0,55671
7	0,79138	0,70485	0,66498	0,63188	0,60209	0,58725
8	0,80545	0,72580	0,68910	0,65864	0,63068	0,61658
9	0,81859	0,74564	0,71201	0,68411	0,65809	0,64479
10	0,83070	0,76411	0,73342	0,70794	0,68425	0,67180
11	0,84137	0,78177	0,75430	0,73150	0,71001	0,69849
12	0,85178	0,79878	0,77435	0,75408	0,73475	0,72417
13	0,86194	0,81515	0,79359	0,77570	0,75850	0,74888
14	0,87181	0,83091	0,81206	0,79642	0,78132	0,77265
15	0,88138	0,84607	0,82980	0,81629	0,80323	0,79553
16	0,89065	0,86064	0,84681	0,83533	0,82429	0,81754
17	0,89960	0,87473	0,86322	0,85361	0,84452	0,83873
18	0,90829	0,88845	0,87917	0,87128	0,86410	0,85926
19	0,91822	0,90333	0,89618	0,88989	0,88422	0,88022
20	0,92784	0,91657	0,91102	0,90599	0,90163	0,89841
21	0,93743	0,92922	0,92507	0,92120	0,91798	0,91548
22	0,94696	0,94127	0,93831	0,93548	0,93323	0,93135
23	0,95637	0,95267	0,95071	0,94876	0,94729	0,94596
24	0,96557	0,96338	0,96218	0,96097	0,96009	0,95923

FUENTE:

Manual X. Técnicas indirectas de estimación demográfica, p. 279.

TABLA 2

Esperanza de vida a la edad x , $e(x)$, por sexos, modelo sur

Nivel	Mujeres					Hombres				
	$e(0)$	$e(1)$	$e(5)$	$e(10)$	$e(15)$	$e(0)$	$e(1)$	$e(5)$	$e(10)$	$e(15)$
1	20,00	27,71	39,01	37,66	34,43	19,92	28,82	39,49	37,73	34,13
2	22,50	30,32	40,82	39,25	35,93	22,30	31,24	41,11	39,16	35,49
3	25,00	32,86	42,58	40,80	37,39	24,66	33,57	42,67	40,55	36,80
4	27,50	35,35	44,30	42,32	38,81	27,01	35,85	44,19	41,89	38,07
5	30,00	37,80	45,98	43,81	40,21	29,34	38,06	45,67	43,19	39,31
6	32,50	40,21	47,64	45,27	41,58	31,65	40,23	47,11	44,47	40,52
7	35,00	42,59	49,27	46,71	42,93	33,95	42,35	48,52	45,71	41,70
8	37,50	44,94	50,88	48,12	44,26	36,23	44,43	49,90	46,93	42,86
9	40,00	47,27	52,46	49,53	45,58	38,50	46,47	51,25	48,12	43,99
10	42,50	49,58	54,02	50,86	46,83	40,63	48,34	52,50	49,20	45,00
11	45,00	51,92	55,57	52,22	48,09	42,86	50,37	53,75	50,28	46,02
12	47,50	54,22	57,10	53,57	53,57	45,12	52,38	55,04	51,41	47,09
13	50,00	56,48	58,62	54,91	50,60	47,37	54,37	56,32	52,54	48,17
14	52,50	58,71	60,13	56,25	51,86	49,62	56,32	57,59	53,67	49,24
15	55,00	60,92	61,64	57,59	53,12	51,87	58,23	58,86	54,80	50,31
16	57,50	63,10	63,13	58,92	54,38	54,11	60,12	60,11	55,92	51,37
17	60,00	65,26	64,62	60,26	55,64	56,34	61,98	61,37	57,04	52,44
18	62,50	67,40	66,10	61,59	56,89	58,58	63,84	62,62	58,17	53,51
19	65,00	69,43	67,58	62,97	58,21	61,25	66,02	64,12	59,54	54,83
20	67,50	71,42	69,10	64,39	59,58	63,66	67,90	65,54	60,87	56,11
21	70,00	73,38	70,64	65,85	61,00	66,08	69,75	66,99	62,24	57,44
22	72,50	75,32	72,22	67,36	62,47	68,52	71,60	68,49	63,67	58,82
23	75,00	77,23	73,83	68,93	64,00	70,99	73,45	70,05	65,18	60,29
24	77,50	79,13	75,50	70,56	65,60	73,49	75,31	71,69	66,77	61,85

FUENTE:

Coale y Demeny (1983: 384-396).