

LA DISTRIBUCIÓN TERRITORIAL DE LA MORTALIDAD INFANTIL EN ESPAÑA ENTORNO A 1860: UNA RECONSIDERACIÓN DE DATOS Y NIVELES

Francisco Muñoz Pradas

Resumen

La explicación de la distribución territorial de la mortalidad infantil en España entorno a 1860 suele encontrarse ante una dificultad importante. Esta deriva de la percepción sobre las consecuencias negativas de la deficiente calidad de las estadísticas de la época en el análisis de este fenómeno. Los niveles de mortalidad se consideran subestimados, por ser en término medio inferiores a los existentes a principios del siglo XX.

Este artículo presenta una propuesta de corrección de los datos básicos publicados en las estadísticas de entonces. Esta se fundamenta en el análisis de las condiciones de conciliación entre dos tipos de cocientes de mortalidad infantil.

Los resultados obtenidos, en comparación con los hasta ahora disponibles a escala provincial, acentúan las diferencias territoriales entre el norte ($(1)q(0)$ menor del 200 por mil) y el sur ($(1)q(0)$ mayor del 250 por mil) de la península y, particularmente, estiman unos elevados niveles de mortalidad infantil en provincias de la España interior.

Abstract

Understanding patterns of regional infant mortality in Spain around 1860 is submitted to one main difficulty. This is the perception about the negative effects on the study of this topic coming from defective demographic data published at that time. Levels of infant

mortality are viewed as underestimated because they are, on average, lower than those estimated at the beginning of the 20th century. This article presents a methodology of correction of demographic data of that time involved in the estimation of infant mortality rates. This methodology is oriented to achieving a linear combination between infant probabilities of dying calculated from vital statistics only and those estimated by means of a combination of vital records and one population census (under one year old population). Comparisons between results present here and other available estimations stress territorial differences between North ($(1)q(0)$ less than 200 p. thousand) and South ($(1)q(0)$ more than 250 p. thousand) of the Iberian peninsula and, specially, high levels of infant mortality in some provinces in central Spain.

Résumé

L'explication de la distribution territoriale de la mortalité infantile en Espagne vers 1860 est soumise à une difficulté importante. Il s'agit de la perception négative sur les conséquences de la mauvaise qualité des données démographiques de l'époque sur l'analyse de cette classe de mortalité. On considère sousestimés les niveaux de mortalité infantile de cette époque parce qu'ils étaient inférieurs aux niveaux observés au commencement du XX^{ème} siècle.

Cet article propose une méthodologie de correction des données démographiques de base à fin d'arriver à calculer des nouveaux quotients de mortalité infantile. Cette méthodologie est orientée à obtenir une combinaison lineaire entre les quotients de mortalité calculés à partir des deux sources partiellement différentes.

Les résultats obtenus, par rapport à d'autres estimations disponibles pour l'ensemble des provinces espagnoles, montrent une plus grande différence territoriale entre les niveaux de mortalité infantile du nord ($(1)q(0)$ inférieur au 200 p. mil) et du sud ($(1)q(0)$ supérieur au 250 p. mil) de l'Espagne et, particulièrement, des niveaux très élevés dans les provinces de l'intérieur péninsulaire.

1. Introducción

Las autoridades estadísticas españolas iniciaron la publicación a mediados del siglo XIX de los datos necesarios para estimar la mortalidad general, y por tanto la infantil, a nivel provincial. Sin embargo, la percepción sobre la deficiente calidad de los mismos, anunciada por sus contemporáneos¹ y aceptada por la demografía

española posterior, no alentó su utilización. Así, tan sólo se elaboró en aquella época una tabla de mortalidad para el conjunto de la población, publicada en los años posteriores al censo de 1860 por M. Merino (1866: 35) y reproducida, de acuerdo con los ajustes introducidos por A. Saez, en la historia de la población española redactada por J. Nadal (1984: 214). No ha sido hasta fechas más recientes que F. Dopico (1987) ha propuesto una estimación de los niveles de esperanza de vida al nacer para las provincias de aquella época, a partir de los datos mencionados y en base a una metodología que ha suplido las deficiencias en las fuentes con la aplicación de una clase de modelos de mortalidad, en concreto las tablas de mortalidad modelo confeccionadas por A. Coale y P. Demeny.

El empleo de los datos básicos, sin corrección alguna, para el cálculo de las tasas o cocientes de mortalidad infantil produce unas magnitudes que no se consideran representativas del nivel de mortalidad vigente en la España de mediados del Ochocientos. En general, tanto los valores para el conjunto del territorio como para algunas de sus regiones resultan inferiores a los observados en la primera mitad del siglo XX². Esta circunstancia constituye el motivo principal de la desconfianza esgrimida respecto al uso de la información estadística publicada. Ahora bien, en este problema conviene, a mi juicio, distinguir dos vertientes. Por una parte, la relativa a la reconstrucción cuantitativa de unos valores de mortalidad infantil concordantes con la tendencia de su evolución secular; por la otra, aquella que afecta al ensayo de interpretación o explicación del fenómeno. Las magnitudes de los indicadores de mortalidad infantil obtenidas a partir de los datos sin corregir no sólo resultan cuestionables en su nivel «per se» sino que, además, parecen difícilmente explicables. En definitiva, a la vista de los mismos, cualquier discusión sobre la cuantía y ámbito de las diferencias territoriales en este segmento de la mortalidad a las puertas de la segunda mitad del siglo XIX resulta severamente hipotecada.

1 Véase la introducción al «Movimiento de la población de España 1886-1892» publicado por el Instituto Geográfico y Estadístico. Madrid, 1895. pág. 44.

2 Para el conjunto de España entorno a 1860 se estima una tasa de mortalidad infantil del 186 por mil muy próxima a la observada para los primeros años de este siglo.

En las siguientes páginas se presenta una metodología de evaluación de los datos y sus deficiencias, así como una vía de corrección de las mismas que permita dar respuesta a esas dos vertientes del problema. Todo ello en la perspectiva de alcanzar un punto de partida para una posterior cartografía de la mortalidad infantil a mediados del Ochocientos en España y facilitar la comprensión de sus pautas de evolución territorial en el largo plazo. Es conveniente subrayar este propósito puesto que sería vano presentar este trabajo dirigido a obtener algo semejante a la estimación «verdadera» de la mortalidad infantil para la España de 1860. Algunas limitaciones de las fuentes se pueden sortear pero no modificar, como es el caso de la deficiente e incompleta información relativa a los nacidos vivos y difuntos menores de un año de las estadísticas de la época. En este sentido, pues, los resultados que aquí se presentan deben ser vistos como el final de una tarea de reconstrucción en la que la validez de los mismos debería quedar garantizada por la coherencia de la metodología adoptada. En otro lugar se intentará el análisis más interpretativo e histórico de los valores aquí obtenidos.

Este artículo contiene dos partes diferenciadas, si bien relacionadas, de acuerdo con la doble vertiente del problema en la deficiente calidad de los datos señalada más arriba. En la primera (apartados 2 a 4), se presenta la estrategia seguida para, a partir de los datos existentes, obtener estimaciones provinciales de la mortalidad durante el primer año de vida entorno al censo de 1860. En la segunda (apartado 5), se confeccionan y contrastan algunos modelos estadísticos, con el objeto de verificar si las correcciones introducidas pueden resolver la distorsión que la deficiencia en los datos básicos ocasiona en la comprensión de la variación espacial de la mortalidad infantil en la España de aquel momento.

La información estadística empleada en este estudio corresponde a la publicada en 1863, en lo que constituiría el primer volumen de la serie del movimiento natural de la población española, y cubre el período 1858-1863. Se han utilizado las cifras relativas al total de nacimientos y defunciones de menores de un año y, también, la población a esa edad según el recuento censal de 1860 para cada una de las provincias. Al no distinguir la publicación de las mencionadas estadísticas las defunciones según el sexo, los niveles de mortalidad infantil que aquí se presentarán corresponden a ambos sexos conjuntamente.

2. Estrategia de evaluación y corrección de datos

Las dudas sobre la calidad de las estadísticas del Movimiento Natural de la Población española del período 1858-1870 señalan a los dos componentes del cociente de mortalidad infantil, particularmente a la integridad de los registros que proporcionan la información requerida para su cálculo. De un lado, el numerador con las defunciones de los menores de un año; del otro, el denominador, con el del total de nacimientos. La sospecha de sus deficiencias queda fundada, como se ha dicho, en la evidencia de las tasas obtenidas directamente de aquellas estadísticas sin corrección alguna, consideradas anormalmente bajas para los niveles de mortalidad esperados hacia mediados del siglo pasado. El examen de las relaciones de masculinidad de las defunciones infantiles también muestra un sesgo anómalo, tan sólo explicable a la luz de la existencia de un subregistro de las mismas³.

En ausencia de preguntas específicas sobre hijos nacidos vivos y sobrevivientes en el momento del censo, que permitan aplicar algunas de las técnicas indirectas disponibles, la información censal sólo puede colaborar en la determinación de la mortalidad por debajo de los cinco años mediante la conversión de las tasas específicas de mortalidad a los 0 años y entre 1 y 4 años cumplidos a las correspondientes probabilidades (o cocientes) de mortalidad a través de la aplicación de alguna fórmula de ajuste. Dicha fórmula permite transitar de un indicador a otro a través de una modalidad de distribución de las defunciones de los menores de cinco años en el seno de cada año calendario. Como es sabido, el riesgo de morta-

3 Ambos aspectos son ilustrados con detalle en F. Dopico (1987) al comparar la relación de masculinidad en las defunciones de menores de un año observada entre 1863 y 1870 con una variación entre 1,76 y 1,46 con la esperada según la correspondiente familia de las tablas modelo Coale-Demeny a la que se asimila el régimen español de mortalidad de aquel momento, 1,15 a 1,16. Otro factor que debe afectar a la calidad del registro de defunciones puede ser la ausencia de distinción en la información publicada entre la anotación de las muertes según el lugar de ocurrencia o el de residencia. Si bien debe haber sido el primer criterio el utilizado en el momento de tabular los datos. Punto éste que en el caso de la población infantil tendría cierta relevancia para aquellas provincias con alta primacía de un núcleo urbano y la presencia de instituciones que como, orfelinatos u hospitales, albergaran niños y niñas recién nacidos.

lidad en ese segmento de edades, especialmente, en el primer año de vida, dista mucho de seguir una pauta lineal y requiere, por tanto, una ponderación diferente que la aplicada en el tránsito de tasas a probabilidades en edades adultas. En cualquier caso, la principal diferencia entre una medida y la otra residiría en los denominadores de las mismas y no en los numeradores, puesto que sería en ambas el registro de defunciones la fuente estadística de los mismos.

Si el factor de ponderación es el correcto y, obviamente, la calidad de las fuentes está asegurada (o los sesgos existentes se compensan en sus efectos) las estimaciones obtenidas a partir del registro civil y las de los censos serían idénticas. Es decir que para una provincia determinada se esperaría:

$$(1) \quad \frac{q_{(0)} MN_{(i,t)}}{q_{(0)} CN_{(i,t)}} = 1$$

donde $q_{(0)} MN_{(i,t)}$ se refiere al cociente de mortalidad infantil de la provincia «i» obtenido en base al empleo de la estadística de nacimientos del registro civil en el denominador y $q_{(0)} CN_{(i,t)}$ es el cociente de mortalidad infantil obtenido a partir del ajuste de una tasa específica de mortalidad estimada con la población censada menor de un año de la misma provincia, en ambos casos siempre referido al mismo año «t»⁴.

Manteniendo este mismo razonamiento pero ahora generalizado para el conjunto de provincias se desprende que la pauta de relación observable entre ambas mortalidades infantiles sería perfectamente lineal. De modo que en la relación:

$$(2) \quad q_{(0)} MN = a + b q_{(0)} CN_{(i)}$$

4 A lo largo de la presente discusión y presentación de la metodología se presupone que con independencia de la definición legal aplicada a la condición de nacido y difunto, la información estadística disponible es la adecuada para la estimación adecuada de los correspondientes cocientes de mortalidad infantil.

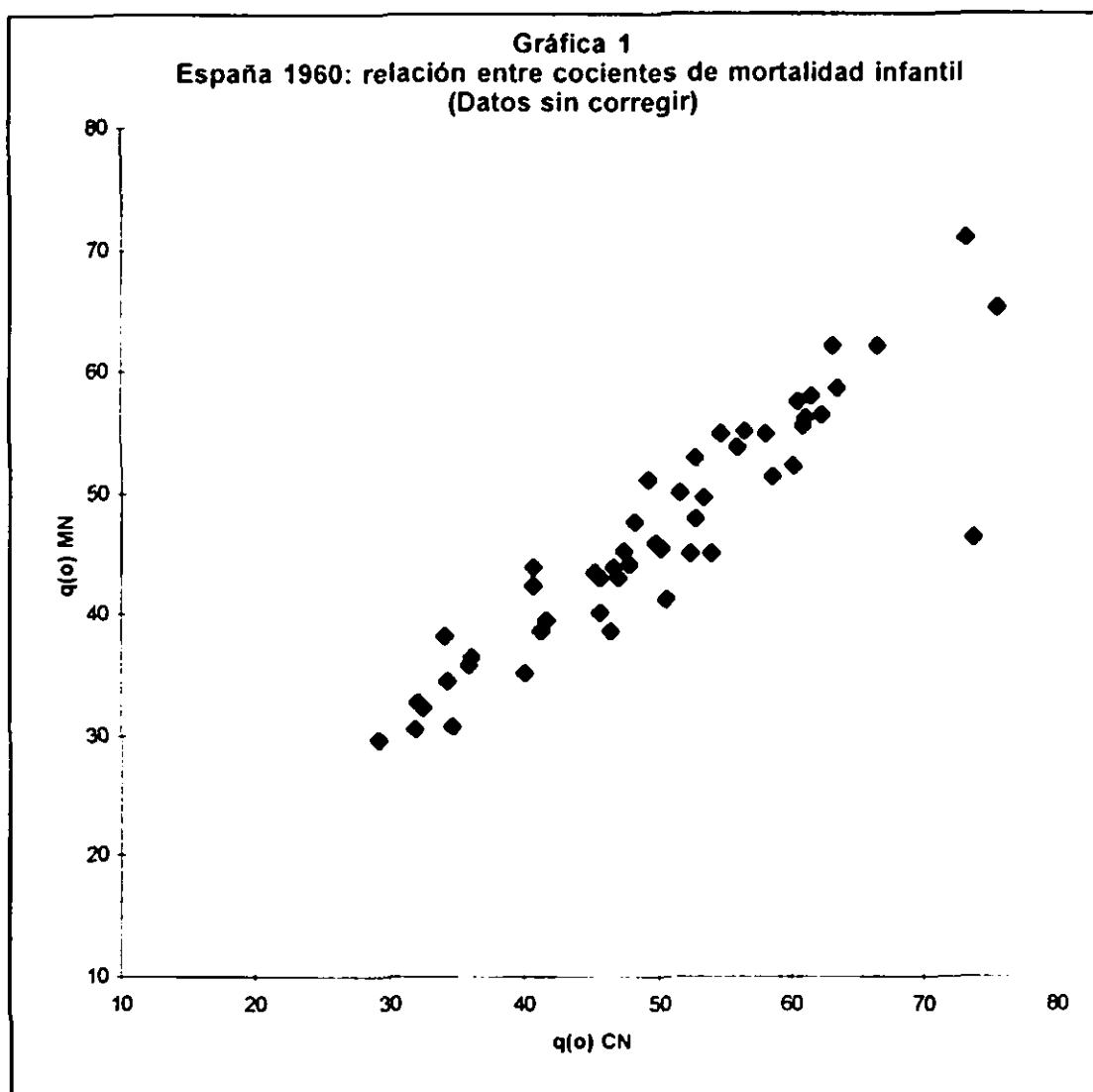
el coeficiente angular «b» sería equivalente a la unidad y el valor del parámetro «a» se aproximaría a cero. Cualquier desviación de dicha pauta debería imputarse, en consecuencia, a la distorsión introducida por algún tipo de deficiencia en los datos básicos. Tal como se muestra en el anexo 1, la ratio entre ambos cocientes de mortalidad expresada en (1) proviene de la relación entre los nacimientos estimados a partir de añadir a la población censada menor de un año las defunciones infantiles de esa generación en el año calendario anterior y los nacimientos observados. Obviamente, por ejemplo, de tener certeza sobre la integridad estadística del censo y del recuento de defunciones, el resultado de esa ratio traduciría indirectamente la magnitud del subregistro de los nacimientos⁵. En base, pues, a este planteamiento se dispone de una vía no tan sólo de evaluación de las fuentes demográficas sino de ajuste de las mismas y, en consecuencia, de corrección de los cocientes de mortalidad infantil. El análisis de la ratio (1), como se verá en su momento, puede considerarse una pista sobre la calidad de las fuentes estadísticas españolas a nivel provincial a mediados del siglo pasado.

Una demostración de la viabilidad del planteamiento anterior se presenta en las gráficas 1 y 2 donde se relacionan las probabilidades de mortalidad infantil obtenidas en base a los dos diferentes denominadores entorno al censo de 1960. Cuando, como en este caso, se tiene conocimiento que de las tres fuentes demográficas empleadas es el censo aquella que presenta las mayores deficiencias, concretamente en lo que respecta al recuento de la población menor de un año⁶, la introducción de la correspondiente corrección permite pasar de una relación lineal poco marcada (gráfica 1⁷) a la verificación de la misma (gráfica 2).

5 Puesto que el cociente en el que finalmente puede descomponerse la ratio (1) expresa el inverso del subregistro de nacimientos, véase el anexo 1.

6 Según la discusión y estimaciones al respecto de A. Barbancho y M. Delgado (1982).

7 En la gráfica 1 no se incluyen los valores correspondientes a Baleares dada la gran divergencia entre el cociente obtenido en base a la población censada menor de un año (184,48 por mil) o el total de nacimientos (33,77 por mil). La recta ajustada en esta gráfica sí computa el efecto de este anómalo cociente de mortalidad infantil.



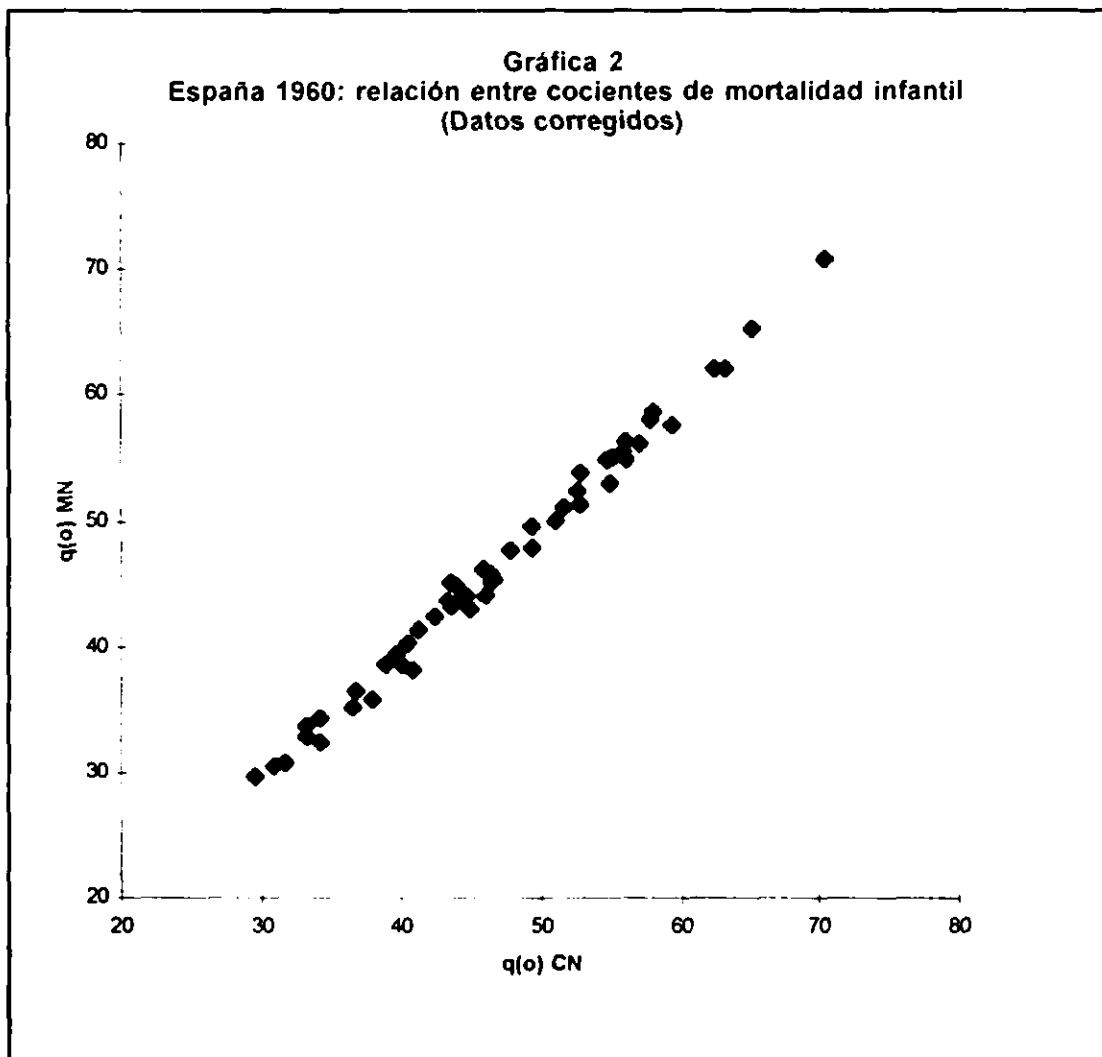
Recta de ajuste: $y = 39,49 + 0,13458 x$ $R^2 = 0,09$

FUENTE: Elaboración propia a partir de las estadísticas del Movimiento Natural de la Población y Censo de Población de 1960.

La efectividad del criterio de corrección que aquí se propone depende, como se ha observado, de la calidad de las fuentes demográficas empleadas. A diferencia de lo que sucedería en 1960, un siglo antes, las dudas y las evidencias sobre su cabalidad afectarían al conjunto de las mismas. Como es obvio, esta circunstancia no permite apoyarse en alguna de aquellas para, mediante las relaciones contables que las unen, deducir estimaciones fiables del resto. Ahora bien, tal como se desarrolla en el anexo 2, puede ser de interés explorar esas interrelaciones y, específicamente, esta-

blecer grados de dependencia funcional entre las diferentes modalidades de subregistro. En dicho anexo se muestra como a partir de un nivel de subregistro de nacimientos y de defunciones pueden derivarse niveles de omisión censal de la población de menos de un año.

Así, con el auxilio de los datos demográficos disponibles entorno al censo de 1860 ha sido posible construir el cuadro 1. En éste se presentan niveles de omisión censal y de cocientes de mortalidad infantil asociados a las diferentes magnitudes de subregistro de defunciones y nacimientos; se adjuntan, también, las tasas brutas



Recta de ajuste: $y = -0,79 + 1,00996 x$ $R^2 = 0,99$

FUENTE: Elaboración propia a partir de las estadísticas del Movimiento Natural de la Población y Censo de Población del año 1960.

de mortalidad corregidas resultantes, siempre referidas a la situación demográfica española vigente en aquella fecha. Este cuadro ofrece, pues, una pauta de corrección que asegura un cierto grado de coherencia entre los diversos componentes implicados en el proceso de ajuste de los datos. En la utilización del mismo basta con desplazarse en su interior de acuerdo con alguna estimación disponible sobre subregistro de nacimientos o defunciones para evaluar si alguno de los indicadores demográficos resultantes podía ser verosímil para las condiciones demográficas de la época y, viceversa, si asumido algún nivel razonable de mortalidad infantil y general las deficiencias estadísticas no resultarían en exceso desproporcionadas.

CUADRO 1
Niveles de mortalidad infantil y general
según diferentes combinaciones de niveles de subregistro y omisión censal

Subregistro defunciones (%)	Omisión censal	tmi	TBM censal	Omisión	tmi	TBM censal	Omisión	tmi	TBM
5	23,27	175,61	29,02	27,82	166,37	29,06	32,3	157,13	29,06
10	22,70	185,37	29,41	27,31	175,61	29,45	31,85	165,85	29,45
15	22,06	196,27	29,84	26,74	185,94	29,88	31,35	175,61	29,88
20	21,32	208,58	30,33	26,09	197,56	30,37	30,78	186,59	30,37
25	20,46	222,44	30,88	25,33	210,73	30,92	30,12	199,03	30,92
30	19,46	238,33	31,51	24,45	225,79	31,55	29,34	213,24	31,55
35	18,27	256,67	32,23	23,41	243,15	32,28	28,43	229,65	32,27
40	16,84	278,05	33,08	22,15	263,42	33,13	27,34	248,78	33,12
45	15,09	303,33	34,08	20,61	287,36	34,14	25,99	271,40	34,13
50	12,88	333,66	35,28	18,69	316,1	35,34	24,33	298,54	35,33
Subregistro nacimientos %	5			10			15		

tmi = cociente de mortalidad infantil; TBM = Tasa bruta de mortalidad

FUENTE: Elaboración propia a partir de expresiones del anexo 2.

Si se adoptan, finalmente, determinados niveles de subregistro en las estadísticas del movimiento natural y de omisión de la población infantil, la ratio (1) puede entonces utilizarse para, mediante el correspondiente proceso iterativo, modificar la magnitud de dichos factores hasta que tanto el cociente del numerador como el del denominador sean prácticamente idénticos. Esta operación se sustenta, como también se muestra en el anexo 3, en la relación lineal que existe entre los componentes de la ratio (1) y el peso de

los factores de corrección del censo y las defunciones respecto al de los nacimientos. Si tal peso se asume constante, sólo existe una única combinación de factores de corrección que hace equivalente a la unidad la ratio (1). Debe distinguirse esta situación de la derivada del hecho de que son muy variadas las diversas magnitudes de dichos factores de corrección la combinación de las cuales conduciría a la unidad a la ratio (1). Esta circunstancia es la que obliga a presentar las estimaciones de la mortalidad infantil de este artículo como resultado de una reconstrucción, puesto que la adopción de otros niveles de subregistro y de otros supuestos conduciría, lógicamente, a otros resultados. Los cocientes de mortalidad obtenidos tras este último ajuste incorporarían la corrección introducida y garantizarían que para el conjunto de las provincias el valor de la pendiente de la ecuación (2) sería, también, la unidad.

La combinación de esta vía de estimación de la magnitud de las deficiencias en las fuentes con el criterio de relación lineal, expuesto más arriba, entre cocientes de mortalidad infantil permite diseñar una estrategia de evaluación y corrección de la distribución espacial de la mortalidad infantil que sigue las siguientes etapas:

1. Calcular la ratio (1) para el conjunto de provincias en base a los datos originales publicados, es decir, sin corrección. Observar el rango de variación de la misma y estimar los parámetros de la recta de la ecuación (2), mediante mínimos cuadrados.
2. Obtener una estimación del subregistro de nacimientos a mediados del siglo XIX, en combinación con algún nivel de mortalidad plausible para el conjunto de la población española de entonces.
3. Derivar, a partir de los valores reunidos en el cuadro 1, los factores de corrección a aplicar a las defunciones y al censo de población (población menor de un año).
4. Introducir tales factores de corrección en las estimaciones de mortalidad disponibles para cada provincia española. Observar el nuevo rango de variación de la ratio (1) y estimar de nuevo la pendiente de la recta de la ecuación (2).
5. Finalizar el proceso de ajuste introduciendo las correcciones provincia por provincia, mediante un procedimiento iterativo, hasta que la ratio entre ambos cocientes sea la unidad y, en consecuencia, también lo sea la recta ajustada para el conjunto.

En definitiva, la estrategia aquí propuesta parte de los datos existentes e intenta una corrección de los mismos en base a un procedimiento que adopta unas identidades y relaciones funcionales sencillas. Ahora bien, como toda metodología demográfica descansa sobre algunos supuestos que conviene retener:

a) La adopción de un nivel de mortalidad general (y por tanto, infantil) plausible para el conjunto de la población española de aquella época.

b) La aceptación de la homogeneidad territorial de la frecuencia de defunciones de los menores de un año sucedida en el mismo año calendario de su nacimiento.

c) La imputación de la relación funcional establecida entre los diferentes niveles de subregistro y omisión censal para el conjunto del país a la existente a escala provincial.

Estos dos últimos supuestos son los más exigentes puesto que de hecho traducen cualquier distorsión en las relaciones observadas entre los componentes de la ratio (1) a falta de adecuación de las fuentes y no permiten atribuirlos al efecto de posibles condiciones de mortalidad específicas de cada provincia.

3. La estimación del subregistro de nacimientos

Una doble deficiencia caracteriza a la estadística de nacimientos publicada en España a partir de la segunda mitad del Ochocientos. De una lado, la derivada de la falta de exhaustividad en el registro de tales hechos vitales con la consiguiente subestimación del nivel de natalidad de la población; del otro, la ocasionada por la modalidad de definición de «nacido vivo» vigente entonces, y que requeriría el correspondiente ajuste para acercarla a la definición estadística conveniente para el cálculo de la tasa de mortalidad infantil. En el contexto de aquella época, no cuesta imaginar que no sólo la calidad sino la existencia del tipo de datos requerido para su corrección no deja lugar para esa tarea. En las estadísticas del período entorno al censo de 1860, el total de «muertos antes del bautismos» suponen tan sólo el 0,4 por ciento del total de nacimientos registrados. En cualquier caso, si parece razonable que dado el mayor peso del componente exógeno de la mortalidad infantil propio de los niveles imperantes en el siglo XIX, el total de defun-

ciones producidas entorno al parto y durante las primeras veinticuatro horas no deberían producir distorsiones sensibles sobre la magnitud final de los cocientes obtenidos⁸.

Mediante los procedimientos convencionales, esto es, a apartir del uso de las relaciones de sobrevivencia implícitas en la población estacionaria de una tabla de mortalidad y en combinación con datos censales y del movimiento natural de la población es posible proponer estimaciones de la magnitud del subregistro de nacimientos, en este caso para dos decenios del siglo XIX, 1857-67 y 1890-99, de acuerdo con la disponibilidad de tablas de mortalidad para ambos períodos⁹.

Para ello se ha utilizado la población censada menor de 10 años, en un caso la correspondiente al censo de 1900 y en el otro a la obtenida al desplazar, de acuerdo con la tasa de crecimiento intercensal, la pirámide del censo de 1860 a 1867. Adoptando en esta operación el supuesto de efecto nulo de las migraciones sobre este segmento de la población. El uso de los dos primeros grupos quinquenales de edad viene justificado, como de inmediato se pondrá de manifiesto, por la mayor fiabilidad del empadronamiento de la población entre 5 y 9 años que la de los menores de 5 años, tradicionalmente afectada de un mayor grado de omisión. Como estima-

8 Distorsiones sensibles podrían considerarse subestimaciones de la mortalidad infantil por encima del 10 por ciento.

9 Expresados formalmente los pasos que se han seguido han sido:

1. Obtener las siguientes relaciones de sobrevivencia a partir de las tablas de mortalidad disponibles:

$$({}_5)P({}_b) = \frac{({}_5)L({}_0)}{({}_5)I({}_0)} ; ({}_5)P({}_{0-4}) = \frac{({}_5)L({}_5)}{({}_5)L({}_0)}$$

2. Aplicarlas retrospectivamente desde los censos:

$$N_{(t,t+4)} = \frac{({}_4)P({}_0)}{({}_5)P({}_b)} ; ({}_4)P({}_0) = \frac{({}_4)P({}_5)}{({}_5)P({}_{0-4})}$$

donde $({}_n)L(x)$ hace referencia al correspondiente grupo de edad de la población estacionaria de una tabla de mortalidad, $I(x)$ a los sobrevivientes de la tabla, $N_{(t,t+4)}$ a los nacimientos de un quinquenio determinado.

ciones de la mortalidad para mediados del siglo XIX se han empleado las dos disponibles y ya mencionadas, esto es, la propuesta por M. Merino en 1866 y la obtenida por F. Dopico. La tabla de mortalidad de principios de este siglo corresponde a la publicada por el INE en su momento (INE, 1952).

En los cuadros 2 y 3 se presentan los nacimientos medios estimados para cada uno de los periodos mencionados junto a los obtenidos a partir de las estadísticas publicadas.

Cuadro 2
Estimación del nivel de subregistro de nacimientos
(1857-1866)

<i>Periodo</i>	<i>Nacimientos</i> <i>(medias anuales)</i>			<i>Subregistro</i>	
	<i>Observados</i>	<i>Estimados [1]</i>	<i>Estimados [2]</i>	<i>[1]</i>	<i>[2]</i>
1857-61	572580	613390	648090	0.933	0.884
1862-66	610660	564580	583290	1.082	1.046

[1] Según condiciones de mortalidad de la tabla de mortalidad propuesta por F. Dopico $(1)q(0) = 224.75$ $(4)q(1) = 207.94$.

[2] Idem para la tabla de mortalidad estimada por Merino $(1)q(0) = 245$ $(4)q(1) = 260.10$.

FUENTE: Elaboración propia.

Cuadro 3
Estimación del nivel de subregistro de los nacimientos
(1890-1899)

<i>Periodo</i>	<i>Nacimientos</i> <i>(medias anuales)</i>		<i>Subregistro</i>
	<i>Observados</i>	<i>Estimados</i>	
1890-94	634240	684380	0.927
1895-99	632200	601680	1.051

FUENTE: Elaboración propia.

Ambos cuadros ponen en evidencia, por una lado y de acuerdo con lo esperado, niveles de subregistro de los nacimientos con valores que parecerían oscilar entre el 7 y el 12 por ciento; del otro, la presencia de un grado de omisión censal de la población infantil

menor de 5 años, ya constatada en otros trabajos para los censos de una parte del siglo XX¹⁰. Esta última sería la responsable de unas estimaciones para los cinco años precedentes al recuento censal en la dirección de una anómala situación de «sobreregistro» del total de nacidos.

Estas dos observaciones pueden considerarse el punto de partida para la estrategia de evaluación y posterior ajuste de la mortalidad infantil presentada más arriba. En concreto y mediante el auxilio del cuadro 1, sí se asume un nivel de subregistro de los nacimientos entorno al 10 por ciento, a modo de media redondeada de las dos estimaciones obtenidas más arriba, y el nivel de mortalidad infantil empleado en la deducción de los mismos, la magnitud del subregistro de defunciones de los menores de un año quedaría entre el 30 y el 35 por ciento, mientras que el censal se situaría entre el 23 y el 24 por ciento. En cuanto a la tasa bruta de mortalidad se aproximaría al 32 por mil (entorno al 28 por mil en las estadísticas de la época), magnitud que muy probablemente sobrestima el nivel global de mortalidad como consecuencia de la existencia de omisión censal de la población adulta empadronada en 1860¹¹. En cualquier caso y para adoptar una posición más prudente que evite desplazarse dentro del cuadro 1 hacia la banda de las tasas de mortalidad más elevadas se ha adoptado como referencia una tasa de mortalidad infantil del 240 por mil, dentro de los márgenes estimados por las dos tablas de mortalidad disponibles, la magnitud del subregistro de defunciones y de la omisión censal son del 33 y 23 por ciento respectivamente.

10 Véase A. Barbancho y M. Delgado (1982).

11 Una exploración en curso sobre los niveles de concordancia entre fuentes censales y del movimiento natural, en base a diversas técnicas indirectas, muestra para las defunciones de los mayores de 5 años entorno al censo de 1860 un grado de omisión censal a partir de esa edad que podría oscilar sobre 5 por ciento. En este caso, la introducción del nuevo ajuste a las tasas brutas de mortalidad implicaría una disminución de dos puntos respecto a las presentadas en el cuadro 1.

4. Ajuste y corrección de cocientes de mortalidad infantil

De acuerdo con la relación establecida más arriba entre los cocientes de mortalidad infantil derivados a partir de las estadísticas de nacimientos o del censo, y bajo el supuesto de un «factor de separación» de las defunciones de menores de un año homogéneo en todo el territorio¹², en condiciones de perfecta integridad de todas las fuentes, ambos cocientes serían idénticos en cada provincia y su presentación gráfica presentaría, en consecuencia, un alineamiento perfecto.

El cuadro 4 (columnas b, c y d) y la gráfica 3 adjunta reúnen los resultados de las probabilidades de morir calculados por los dos procedimientos y el de la ratio entre el cociente obtenido sobre los nacimientos respecto al estimado a partir de los censos. Para su elaboración se han empleado —siempre a nivel provincial— el promedio de los nacimientos registrados los años 1860-61-62 y de las defunciones de los menores de un año del mismo período, así como la población censada menor de un año en 1860. Al ser el momento censal el 26 de Diciembre, esa cifra de habitantes se ha asimilado a la existente a 31 de Diciembre del mismo año y, como consecuencia de utilizar valores medios de nacimientos y defunciones del trienio 1860-62, también deberá interpretarse como estimación de la población media del mismo período. La opción de emplear para los cálculos presentados en el cuadro 4 tan sólo los datos referidos al año 1860 se descartó al constatar la presencia de los efectos propios de una fluctuación aleatoria que, particularmente, en el caso de las frecuencias de defunciones a nivel provincial generaba un rango muy acusado de variación respecto a la media de los años 1860-62 sin relación con una oscilación de los nacimientos de parecida intensidad¹³.

12 En este caso se ha adoptado un factor de separación, esto es la proporción de defunciones menores de un año sucedidas el mismo año calendario de su nacimiento, de 0.66 y se ha deducido una fórmula de paso de tasa a cociente en la que $(1)q(0) = ((2 \cdot (1)t(0)) / (2 + 1.333 \cdot (1)t(0)))$. Tal factor es el recomendado para poblaciones con tasas de mortalidad infantil por encima del 100 por mil, véase G. Wunsch y M. Termote (1978: 81).

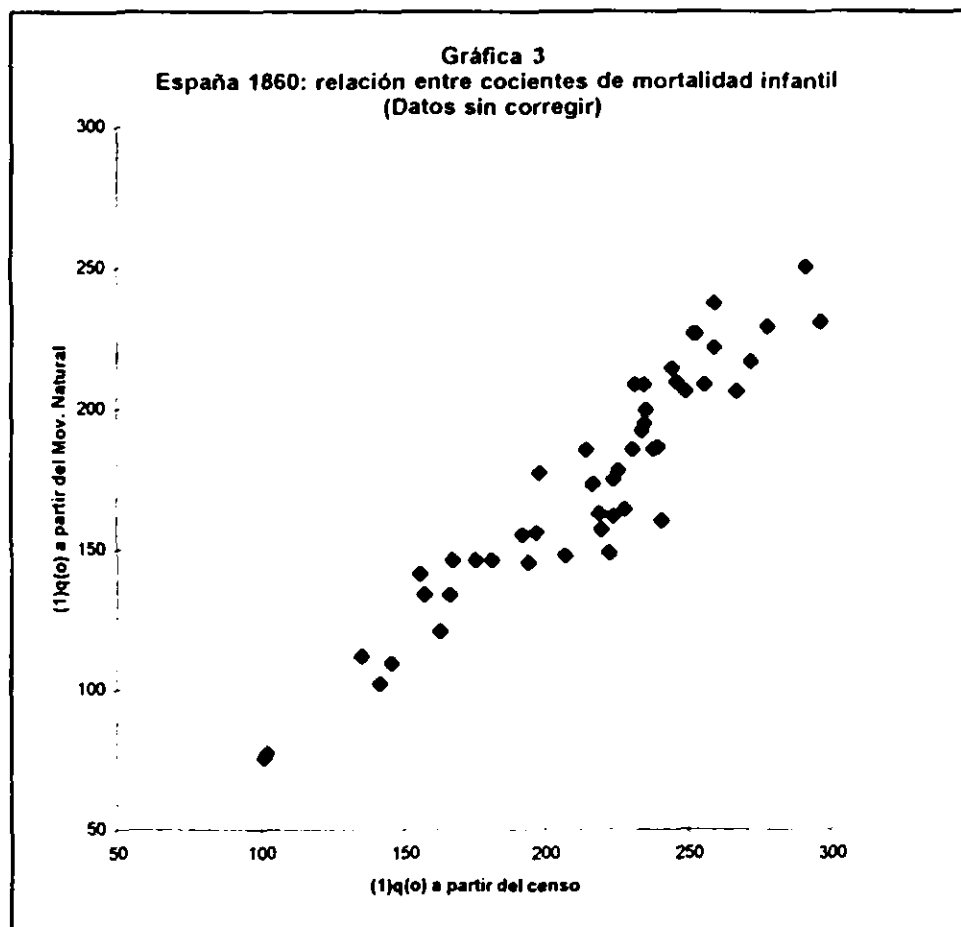
13 En concreto, mientras la desviación estándar de los nacimientos del año 1860 representaba un 64 por ciento de su media, la de las defunciones de los menores de un año era 3,25 veces superior a la de su promedio.

CUADRO 4

Proceso de evaluación y corrección de los cocientes de mortalidad infantil

Provincias	(a) 1t0	(b) 1q0CN	(c) 1qoMN	(d) (c)/(b)	(e) 1t0-aj	(f) 1q0CN-aj	(g) 1q0MN-aj	(h) (g)/(f)
Álava	172,9	155,07	142,14	0,92	200,54	176,89	193,83	1,10
Albacete	271	229,62	185,74	0,81	314,32	259,88	253,28	0,97
Alicante	256,5	219,12	157,38	0,72	297,50	248,27	214,60	0,86
Almería	239,1	206,30	148,26	0,72	277,32	234,06	202,17	0,86
Ávila	311,5	258,05	221,85	0,86	361,29	291,18	302,52	1,04
Badajoz	296,8	247,88	206,69	0,83	344,24	280,00	281,86	1,01
Balears	187,3	166,55	146,86	0,88	217,24	189,76	200,27	1,06
Barcelona	251,6	215,54	173,84	0,81	291,82	244,30	237,06	0,97
Burgos	248,7	213,41	186,12	0,87	288,45	241,94	253,80	1,05
Cáceres	359,5	290,14	250,94	0,86	416,97	326,29	342,19	1,05
Cádiz	330	270,61	217,10	0,80	382,75	304,96	296,05	0,97
Canarias	267,9	227,39	165,06	0,73	310,72	257,41	225,08	0,87
Castellón	264,2	224,72	178,77	0,80	306,43	254,46	243,78	0,96
Ciudad Real	322,6	265,62	206,28	0,78	374,17	299,48	281,30	0,94
Córdoba	262,4	223,41	175,54	0,79	304,34	253,02	239,38	0,95
La Coruña	161,1	145,51	109,91	0,76	186,85	166,16	149,87	0,90
Cuenca	290,8	243,68	214,55	0,88	337,28	275,38	292,57	1,06
Gerona	277,8	234,48	199,94	0,85	322,21	265,24	272,64	1,03
Granada	255,1	218,10	163,47	0,75	295,88	247,14	222,91	0,90
Guadalajara	300,4	250,38	226,71	0,91	348,42	282,76	309,15	1,09
Guipúzcoa	147,9	134,66	111,96	0,83	171,54	153,94	152,67	0,99
Huelva	221,3	192,91	146,07	0,76	256,67	219,18	199,18	0,91
Huesca	227,2	197,38	177,88	0,90	263,52	224,15	242,57	1,08
Jaén	262	223,12	162,66	0,73	303,88	252,70	221,81	0,88
León	225,9	196,40	156,72	0,80	262,01	223,06	213,71	0,96
Lérida	197,6	174,65	146,75	0,84	229,19	198,82	200,12	1,01
Logroño	272,6	230,77	208,87	0,91	316,17	261,14	284,83	1,09
Lugo	181,7	162,11	121,64	0,75	210,74	184,79	165,87	0,90
Madrid	366,7	294,81	231,55	0,79	425,32	331,38	315,75	0,95
Málaga	286	240,30	160,56	0,67	331,72	271,66	218,94	0,81
Murcia	259,9	221,60	149,51	0,67	301,44	251,01	203,88	0,81
Navarra	174,6	156,44	134,14	0,86	202,51	178,43	182,92	1,03
Orense	155,7	141,09	102,59	0,73	180,59	161,19	139,90	0,87
Oviedo	108,8	101,46	77,51	0,76	126,19	116,40	105,70	0,91
Palencia	276,8	233,77	195,10	0,83	321,05	264,46	266,05	1,01
Pontevedra	108,2	100,94	75,91	0,75	125,50	115,81	103,51	0,89
Salamanca	219,4	191,47	155,53	0,81	254,47	217,57	212,09	0,97
Santander	186,1	165,61	134,25	0,81	215,85	188,70	183,07	0,97
Segovia	302,3	251,70	226,85	0,90	350,62	284,21	309,34	1,09
Sevilla	281,1	236,83	186,29	0,79	326,03	267,83	254,03	0,95
Soria	311,4	257,98	237,68	0,92	361,18	291,10	324,11	1,11
Tarragona	205,1	180,48	146,38	0,81	237,88	205,33	199,60	0,97
Teruel	276,1	233,27	208,90	0,90	320,23	263,91	284,87	1,08
Toledo	338,5	276,30	229,70	0,83	392,61	311,18	313,22	1,01
Valencia	283,2	238,32	187,08	0,79	328,47	269,47	255,11	0,95
Valladolid	292,3	244,73	210,06	0,86	339,02	276,54	286,45	1,04
Vizcaya	148,2	134,90	112,11	0,83	171,89	154,22	152,87	0,99
Zamora	306,5	254,61	209,06	0,82	355,49	287,40	285,08	0,99
Zaragoza	275,8	233,06	192,39	0,83	319,89	263,67	262,35	1,00
Media	249,5122	212,39	172,92	0,81	289,40	240,57	235,79	0,98
Desviación estándar	61,37677	46,07	41,73	0,06	71,19	51,21	56,90	0,08

FUENTE: Elaboración propia. 1q0 CN = cociente de mortalidad infantil obtenido a partir de la tasa específica de mortalidad. 1qoMN = cociente de mortalidad estimado a partir de la cifra de nacimientos. 1t0 = Tasas específicas de mortalidad de menores de un año. «aj» se aplica a tasas y cocientes en los cuales se ha introducido una corrección ante los niveles de subregistro y omisión censal



FUENTE: Elaboración propia.

La ratio entre los cocientes de mortalidad presenta un recorrido que comprende valores alejados de la unidad, como el 0,67, y los más próximos a ésta, como el 0,92 o 0,90, con una media de 0,81. Todo ello pone de manifiesto las limitaciones de las fuentes demográficas empleadas y certifica la desconfianza mostrada respecto a su empleo. Así mismo, la recta ajustada registra una pendiente inferior a 1 (véase cuadro 6).

Tal como se discute en el anexo 1 la interpretación de estas magnitudes no es fácil puesto que expresan simultáneamente los efectos de los niveles de subregistro y omisión existentes en una provincia determinada. Sin embargo, la evidencia de que en la totalidad de ratios calculadas no se sobrepasa la unidad expresa el mayor impacto conjunto de los niveles de subregistro de las defunciones y de la omisión censal que de los nacimientos. Circunstancia ésta, por otro lado, previsible a la luz de los factores de corrección estimados en el apartado anterior.

Una de las utilidades de la serie de ratios obtenidas, como ya se apuntó en su momento, es la posibilidad de evaluar la calidad de las estadísticas demográficas empleadas a escala provincial. Este es el propósito del cuadro 5¹⁴, en el que se propone una clasificación de dichos grados de calidad, agrupados en cuatro categorías, construidas de modo que el número de provincias reunido en cada una de éstas sea relativamente semejante. Entre los rasgos que merece la pena destacar pueden citarse algunas afinidades entre las provincias comprendidas en cada una de estas categorías. Así, por ejemplo, en el tercer grupo la presencia de aquéllas con los mayores núcleos urbanos, o, en situación opuesta, la del primero, donde la pauta predominante de poblamiento es rural. En lo que concierne al conjunto de territorios con el mayor grado de deficiencias estadísticas debe observarse la presencia mayoritaria de zonas litorales, especialmente del norte y sur peninsular (incluidas las islas Canarias).

Ya elegidos en el apartado anterior los factores de corrección asociados al nivel de mortalidad infantil que se estima existente para la población española de mediados del siglo XIX pueden aplicarse ahora a los datos provinciales, tal como se presenta en las columnas (e), (f) y (g) del cuadro 4. En este caso se espera que bajo la hipótesis de homogeneidad territorial en los niveles de subregistro y omisión detectados se produzca una modificación en los valores de las ratios y en el de la pendiente de la recta ajustada a los mismos en la dirección esperada, esto es, de aproximación a la unidad.

Cuadro 5

Indicador de calidad de las estadísticas de mortalidad infantil

Calidad	Provincias
Aceptable	Álava, Guadalajara, Huesca, Logroño, Segovia, Soria, Teruel.
Regular	Ávila, Badajoz, Baleares, Burgos, Gerona, Guipúzcoa, Lérida, Navarra, Palencia, Toledo, Valladolid, Vizcaya, Zaragoza.
Deficiente	Albacete, Barcelona, Cádiz, Castellón, C. Real, Córdoba, León, Madrid, Salamanca, Santander, Sevilla, Tarragona, Valencia, Zamora.
Insuficiente	Alicante, Almería, Canarias, La Coruña, Granada, Huelva, Jaén, Lugo, Málaga, Murcia, Orense, Oviedo, Pontevedra.

FUENTE: columna (d) cuadro 4.

14 Se clasifican como estadísticas de calidad «Aceptable», ratios mayores de 0,88; «Regular» entre 0,88-0,82; «Deficiente» 0,82-0,76 y «Insuficiente» 0,76-.....

Ya elegidos en el apartado anterior los factores de corrección asociados al nivel de mortalidad infantil que se estima existente para la población española de mediados del siglo XIX pueden aplicarse ahora a los datos provinciales, tal como se presenta en las columnas (e), (f) y (g) del cuadro 4. En este caso se espera que bajo la hipótesis de homogeneidad territorial en los niveles de subregistro y omisión detectados se produzca una modificación en los valores de las ratios y en el de la pendiente de la recta ajustada a los mismos en la dirección esperada, esto es, de aproximación a la unidad.

Cuadro 6
Parámetros de ajuste de rectas entre cocientes de mortalidad

<i>Datos</i>	<i>Recta ajustada</i>	<i>Bondad de ajuste</i>
No corregidos	$y = -16.65 + 0.94x$	R2 = 0.89
Corregidos	$y = -16.91 + 1,05x$	R2= 0.89

FUENTE: Elaboración propia a partir de datos del cuadro 4.

Los resultados obtenidos cumplen parcialmente estas expectativas, puesto que por un lado, el conjunto de las ratios entre los indicadores de mortalidad infantil se acerca a uno —el valor medio es ahora de 0,98 con una dispersión ligeramente mayor—, mientras que por el otro, el valor de la pendiente estimada lo supera ligeramente. Esta circunstancia viene a reflejar la consecuencia principal de la modalidad de corrección introducida, esto es, la aplicación de unos únicos factores de corrección para todas las provincias. Como puede observarse en la columna (h) del cuadro 4 en determinados casos los valores de la ratio entre cocientes de mortalidad son superiores a uno, rasgo este que revela una probable sobrecorrección de los mismos. Parece obvio considerar que respecto unos niveles medios de subregistro y omisión, algunas zonas quedarían por encima y otras por debajo de los mismos. La necesidad, pues, de introducir un mejor ajuste provincia por provincia apuntaría a la modificación de aquellos cocientes con ratios más alejadas de uno. Ahora bien, en ausencia de información o criterio complementario, no es posible entender si tal modificación podría obtenerse por variaciones en el numerador, en el denominador o en los dos simultáneamente, de las correspondientes ratios.

Ante esta situación una solución es la sugerida en la presentación del procedimiento de corrección, mediante la que, aceptando que existe una combinación lineal entre los diferentes niveles de subregistro u omisión de las diferentes fuentes, es posible modificar gradualmente los valores tanto del numerador como del denominador de las correspondientes ratios hasta hacerlos converger a la unidad¹⁵. Aplicado este procedimiento de forma iterativa se obtiene el cuadro 7, en el que en su primera columna se presentan las estimaciones de los cocientes corregidos de mortalidad infantil por provincias, mientras que en el cuadro 8 se recogen para cada una de éstas la magnitud de los niveles de subregistro de defunciones y nacimientos y de omisión censal que han hecho alcanzar a las ratios entre cocientes el valor de la unidad. Este conjunto de probabilidades del cuadro 7 constituye la propuesta final de reconstrucción de los niveles provinciales de mortalidad infantil a mediados del siglo XIX.

Estos resultados, como queda recogido en la segunda columna de dicho cuadro, suponen un incremento promedio del 46 por ciento respecto a los niveles de mortalidad estimados a partir de datos no corregidos (Cuadro 4, columna (c)). Desde la perspectiva de los factores de corrección reproducidos en el cuadro 8 la clasificación según grados de calidad presentada en el cuadro 5 se dota de un contenido cuantitativo añadido ya que puede constatarse, por ejemplo, como en el caso de las provincias con una calidad estadística más «insuficiente» tienen en común, de acuerdo con las estimaciones reproducidas en el cuadro 8, unos niveles de subregistro de los nacimientos por encima del 14 por ciento y de las defunciones infantiles de entorno al 50 por ciento. En esta circunstancia radicaría el origen de los bajos niveles de mortalidad que generaba la desconfianza respecto a los resultados obtenidos a partir de los datos publicados. De igual modo, en el otro extremo de la clasificación, las provincias con una calidad más «aceptable» compartirían unos niveles de subregistro y omisión por debajo de la media española.

15 La convergencia en la unidad se ha considerado alcanzada cuando las ratios entre cocientes de mortalidad se han situado entre 0,99 y 1,01, ambos valores inclusive.

CUADRO 7
Estimaciones finales de mortalidad infantil

<i>Provincias</i>	<i>(,)q(0)</i> <i>p. mil</i>	<i>Variación respecto</i> <i>(,)q(0) sin corregir</i> <i>p. cien</i>
Álava	166,20	16,93
Albacete	263,52	41,88
Alicante	286,38	81,97
Almería	270,12	82,19
Ávila	281,66	26,96
Badajoz	280,93	35,92
Baleares	184,81	25,84
Barcelona	256,88	47,76
Burgos	235,04	26,28
Cáceres	317,22	26,41
Cádiz	313,20	44,26
Canarias	287,72	74,31
Castellón	265,81	48,68
Ciudad Real	316,00	53,19
Córdoba	262,65	49,62
La Coruña	189,49	72,41
Cuenca	269,32	25,53
Gerona	262,09	31,08
Granada	269,42	64,81
Guadalajara	266,06	17,36
Guipúzcoa	153,31	36,93
Huelva	240,09	64,37
Huesca	209,53	17,79
Jaén	283,05	74,02
León	233,14	48,76
Lérida	199,47	35,92
Logroño	245,30	17,44
Lugo	210,03	72,66
Madrid	344,73	48,88
Málaga	324,09	101,86
Murcia	301,12	101,41
Navarra	175,99	31,20
Orense	187,28	82,55
Oviedo	130,74	68,67
Palencia	265,26	35,96
Pontevedra	131,80	73,63
Salamanca	220,71	41,91
Santander	198,59	47,93
Segovia	266,84	17,63
Sevilla	278,30	49,39
Soria	271,96	14,42
Tarragona	216,25	47,73
Teruel	246,63	18,06
Toledo	312,20	35,92
Valencia	279,74	49,53
Valladolid	274,31	30,59
Vizcaya	153,55	36,96
Zamora	286,24	36,92
Zaragoza	263,01	36,71
Media	247,91	46,31
Desviación estándar	51,23	22,35

FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO 8

*Niveles de subregistro de defunciones y nacimientos y omisión censal por provincia
(por cien)*

<i>Provincia</i>	<i>Defunciones</i>	<i>Nacimientos</i>	<i>Censo (Pob<1año)</i>
Álava	20	6	14
Albacete	37	11	25
Alicante	54	16	27
Almería	54	16	27
Ávila	27	8	18
Badajoz	34	10	27
Baleares	27	8	18
Barcelona	40	12	27
Burgos	27	8	18
Cáceres	27	8	18
Cádiz	40	12	27
Canarias	51	15	34
Castellón	40	12	27
Ciudad Real	43	13	29
Córdoba	40	12	27
La Coruña	51	15	34
Cuenca	27	8	18
Gerona	31	9	21
Granada	48	14	32
Guadalajara	20	6	14
Guipúzcoa	34	10	23
Huelva	48	14	32
Huesca	20	6	14
Jaen	51	15	34
León	41	12	28
Lérida	34	10	27
Logroño	20	6	14
Lugo	51	15	34
Madrid	41	12	28
Málaga	59	17	40
Murcia	59	17	40
Navarra	31	9	21
Orense	54	16	27
Oviedo	48	14	32
Palencia	34	10	27
Pontevedra	51	15	34
Salamanca	37	11	25
Santander	41	12	28
Segovia	20	6	14
Sevilla	41	12	28
Soria	17	5	11
Tarragona	41	12	28
Teruel	20	6	14
Toledo	34	10	27
Valencia	41	12	28
Valladolid	31	9	21
Vizcaya	34	10	27
Zamora	34	10	27
Zaragoza	34	10	27

FUENTE: Elaboración propia.

Si bien, como ya se anticipó en la introducción, no es este el lugar para entrar en el estudio pormenorizado de los resultados puede ser de interés comparar los con los estimados por F. Dopico los únicos disponibles hasta la fecha para el conjunto de la provincias españolas. Así en el cuadro adjunto se reproducen los cocientes de mortalidad infantil por regiones históricas españolas comparados con los obtenidos a partir de los valores provinciales presentados en el cuadro 7. De dicha comparación merecen subrayarse dos aspectos. En primer lugar, estos nuevos cálculos tienden a aumentar los niveles de mortalidad infantil de la España interior, especialmente frente a las regiones del norte peninsular, respecto a los obtenidos por Dopico y, en segundo, conducen a una pauta de mayor acentuación de las distancias regionales en el impacto de este tipo de mortalidad, como ponen de manifiesto las diferencias entre los dos coeficientes de variación.

CUADRO 9

*Comparación regional de niveles de mortalidad infantil
España a mediados del siglo XIX*

<i>Región</i>	<i>tmi (Dopico) (en miles)</i>	<i>tmi estimada (en miles)</i>
Andalucía	240.92	282.59
Aragón	279.68	239.72
Asturias	193.56	127.96
Baleares	168.10	184.81
Castilla la Nueva	267.34	291.72
Castilla la Vieja	266.31	253.23
Cataluña	244.86	233.67
Extremadura	266.36	299.08
Galicia	211.63	179.65
León	273.73	233.14
Murcia	235.22	312.95
Navarra	247.04	175.99
País Valenciano	251.80	277.31
País Vasco	213.61	157.69
Media	240.01	247.91
Dev. Est.	31.52	51.23
Coefficiente de variación	0.131	0.207

Media, desviación estimada y coeficiente de variación se han calculado en base al conjunto de todas las provincias.

FUENTE: Dopico (1987) y cuadro 4, columna (i).

5. Ajuste y corrección de la mortalidad infantil: una validación estadística

Una vez que en los apartados anteriores se ha propuesto y aplicado una estrategia de corrección de las tasas de mortalidad infantil observadas queda por abordar aquella segunda vertiente del problema originado por las deficiencias estadísticas existentes entorno a 1860. Esto es, la interferencia que la presencia de tales limitaciones suponían para cualquier intento de explicar el grado de variación territorial de este segmento de mortalidad en la España de la segunda mitad del Ochocientos.

El objetivo ahora apunta, en el fondo, a diseñar una metodología de validación de los procedimientos de corrección aplicados en páginas anteriores. A través de ésta se trataría de contrastar dos hipótesis, a saber: una primera, relativa al efecto distorsionador que la deficiencias en las tasas de mortalidad suponen en el análisis de su variación territorial y la segunda, que, una vez introducida la corrección inicial, tal interferencia queda eliminada. Expresado en otros términos, se trataría de dilucidar si a partir de aquellas magnitudes obtenidas sin corrección alguna las afirmaciones sobre diferencias espaciales de mortalidad, por ejemplo, entre las provincias del interior peninsular y las de la fachada atlántica traducirían el efecto de diferentes condicionantes de mortalidad o simplemente las disparidades en la calidad de los datos básicos. Parece oportuno explorar este efecto habida cuenta que, según se desprende de los resultados del cuadro 5, no se detectaba con claridad una pauta definida de distribución territorial de calidad estadística.

Un camino para verificar el alcance de este efecto es la de someter al análisis estadístico el conjunto de la estrategia de corrección desarrollada anteriormente. Con este fin se han definido sendos modelos uni o multifactoriales de la varianza empleando como factores uno denominado «región» y el otro, «calidad». Bajo el rótulo del primero se agruparían todos aquellos elementos que deberían constituirse en las «causas» de la variación espacial de la mortalidad infantil. Como es obvio, una lista de las mismas sería muy extensa y la selección de unos u otros iría más allá de lo que aquí se propone. Por tal motivo se ha optado por un agrupamiento regional relativamente próximo a las tradicionales regiones climáticas señaladas

para la península ibérica, donde las variaciones al mismo se han introducido con objeto de disponer de categorías con un número de provincias aproximadamente igual en cada una de ellas¹⁶. En lo que concierne al segundo factor, «calidad», ya se ha empleado en su momento para la confección del cuadro 3 y en esta ocasión, para las ratios obtenidas de aplicar la corrección inicial, se deberá redefinir ahora en función del desplazamiento producido en dichos valores¹⁷.

En concreto, las hipótesis a contrastar generan los tres modelos siguientes:

$$(A) \quad q_{(0)X_{ij}}^0 = a + \text{CALIDAD}_{(j)} + e_{(ij)}$$

$$(B) \quad q_{(0)X_{ijk}}^0 = a + \text{CALIDAD}_{(j)} + \text{REGION}_{(k)} + e_{(ijk)}$$

$$(C) \quad q_{(0)X_{ijk}}^a = a + \text{CALIDAD}_{(j)} + \text{REGION}_{(k)} + e_{(ijk)}$$

donde $q_{(0)X_{ij}}^0$ expresa la probabilidad de mortalidad infantil observada en la provincia «i» teniendo en cuenta su pertenencia a un nivel de calidad «j» y a una región «k» y $q_{(0)X_{ij}}^a$ la misma magnitud una vez aplicada la primera corrección de orden global; $e_{(ij)}$ y $e_{(ijk)}$ hacen referencia al término de error. Desde el punto de vista de la estimación de los parámetros de los tres modelos el hecho de que en el B y C la relación entre ambas variables genere una matriz con la distribución interior de sus celdas propia de un diseño no balanceado obliga a la redefinición de los mismos en términos de un modelo de regresión múltiple con variables «mudas» (dummy) o indicatrices, tal como queda recogido en los cuadros 10 a 12, donde se presentan los resultados.

16 Así las regiones adoptados han sido: Atlántica (Galicia, Asturias, Santander, Vizcaya y Guipúzcoa) Castilla la Vieja (incluida León), Cuenca del Ebro (Álava, Logroño, Navarra, Aragón y Lérida), Mediterránea (Cataluña, excepto Lérida, P. Valenciano, Murcia y Baleares), Centro (Castilla la Nueva y Madrid) y Sur (Extremadura y Andalucía).

17 Ahora la calidad «Aceptable» 0.93-1.03; «Regular» 0.88-0.93; «Deficiente» 0.83-0.88 e «Insuficiente» 0.78-0.83.

El examen de estos confirma las hipótesis que sostienen los modelos presentados y, en consecuencia, ofrecen una vía de validación de la estrategia de evaluación y corrección seguida. En efecto, en lo que respecta al modelo (A), el cuadro 10 constata el efecto significativo de la calidad de los datos sobre la variación observada en las tasas de mortalidad infantil (estadístico $F= 7.95$), que en este caso resultaría responsable de cerca del 35 por ciento de la varianza total de este indicador. Cuando al peso de este factor de calidad se añade el representado por la diferenciación regional (modelo B, cuadro 11), el modelo sigue manteniendo en su conjunto su significación y los parámetros estimados son así mismo estadísticamente significativos en todos los casos, con ello se pone en evidencia que la apreciación de las disparidades territoriales de la mortalidad infantil en la España de mediados del siglo XIX en base a los datos no corregidos, como la percepción de contemporáneos e investigadores posteriores señalaba, estaba afectada por el efecto de las deficiencias existentes en los mismos. En esta circunstancia, la introducción de la corrección propuesta en páginas anteriores¹⁸ parece consistente a la luz de los resultados del tercer modelo contrastado (modelo C, cuadro 12) en el que el peso de las diferencias en los niveles de calidad posteriores a la corrección adoptada pierde toda significación mientras que el impacto del factor regional se mantiene.

Modelo A

CUADRO 10

<i>Fuente de variación</i>	<i>Suma de cuadros</i>	<i>Grados de libertad</i>	<i>F ratio</i>	<i>Nivel de significación</i>
Factor	29542.45	3	7.95	0.000
Residuo	55775.70	45		

$R^2 = 0,346$

18 Se refiere a la aplicada para el cálculo de las columnas (f) y (g) del cuadro 4: esto es, la de estimar en un 10 por ciento el subregistro de nacimientos, en un 33 por ciento el de defunciones y en el 23 por ciento la omisión censal.

Modelo B

CUADRO 11

<i>Variable independiente</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>t-estadístico</i>
Constante	155.73	14.48	10.76
calidad-ind1	-23.25	11.11	-2.09
calidad-ind2	-35.88	12.42	-2.89
calidad-ind3	-63.52	14.13	-4.49
región-ind1	64.19	12.68	5.06
región-ind2	27.25	14.25	1.91
región-ind3	51.37	11.52	4.46
región-ind4	82.87	12.54	6.61
región-ind5	73.17	10.22	7.16

R²-Ajustado = 0.74 F-estadístico = 17.33

Modelo C

CUADRO 12

<i>Variable independiente</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>t-estadístico</i>
Constante	152.50	13.16	11.59
calidad-ind1	-0.678	10.52	-0.064
calidad-ind2	-19.959	17.30	-1.153
calidad-ind3	-14.289	25.13	-0.569
región-ind1	110.23	17.21	6.406
región-ind2	77.78	17.16	4.532
región-ind3	86.54	17.11	5.057
región-ind4	140.46	16.59	8.464
región-ind5	109.78	15.78	6.958

R²-Ajustado= 0.63 F-estadístico= 11.08

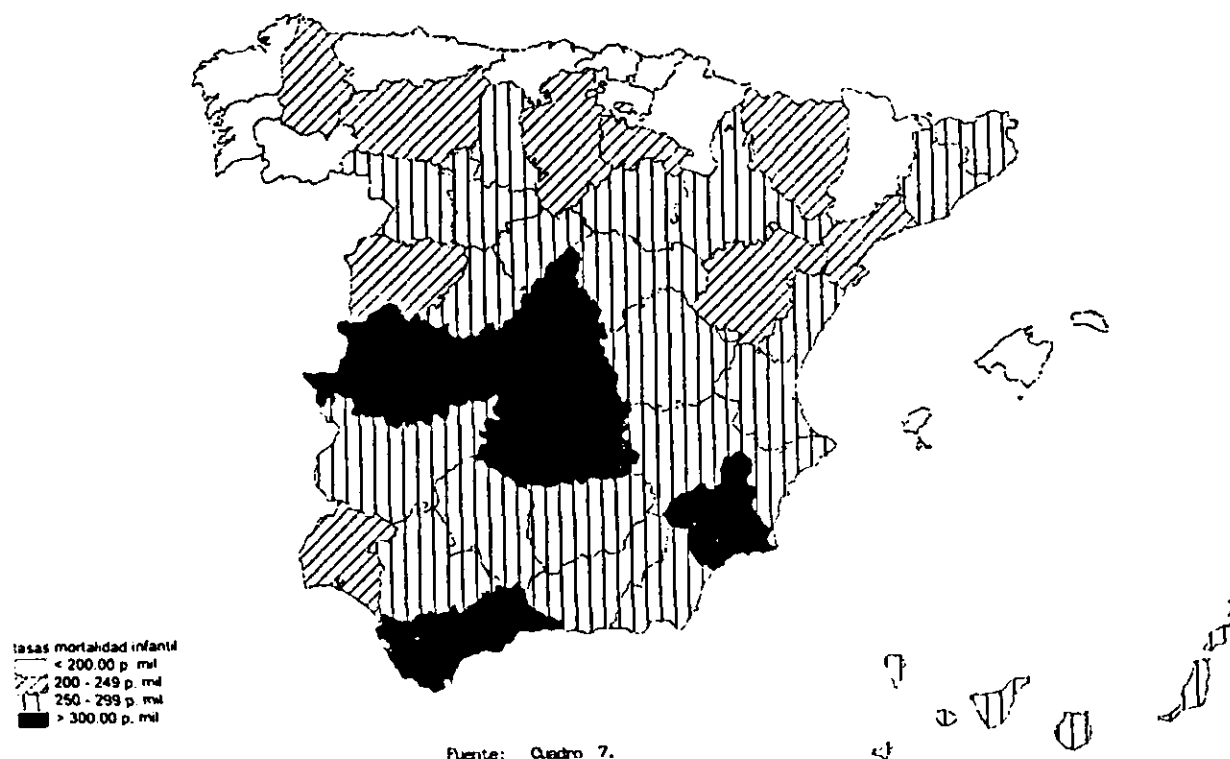
6. A modo de conclusión: algunas observaciones sobre los resultados

Aunque no sea este el lugar para un análisis pormenorizado de los resultados obtenidos parece obligado no terminar estas páginas sin alguna mínima evaluación de los mismos. El mapa adjunto cartografía los niveles de mortalidad infantil corregidos ya presentados en el cuadro 4. En este caso parece lógico esperar que se encuentren muy próximos a aquellos que corresponden a las épocas previas a la consolidación de la transición de la mortalidad infantil

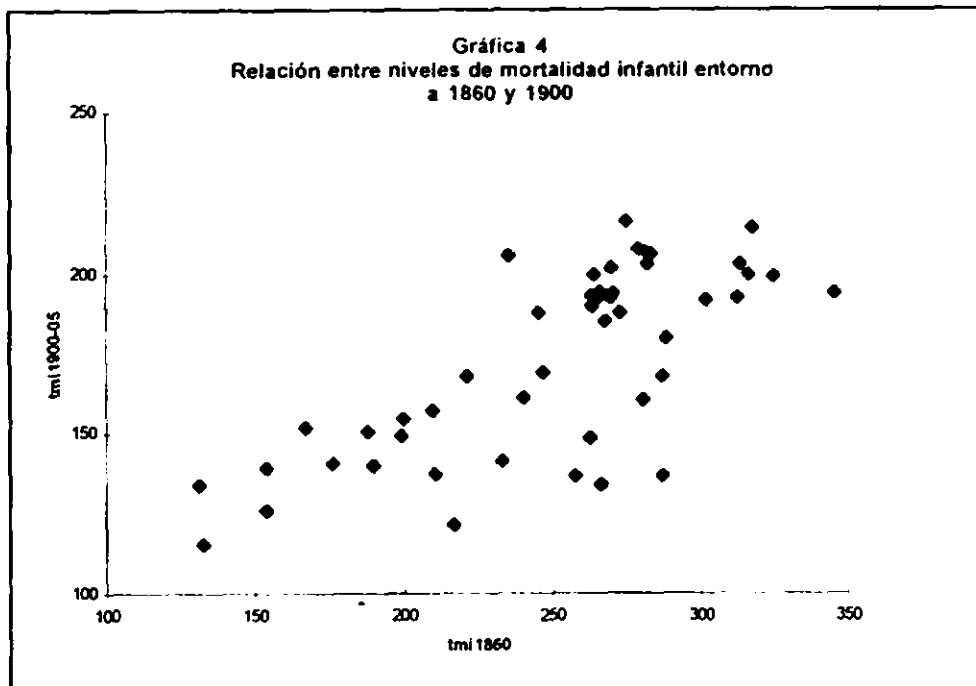
española que arrancaría de forma definitiva al comienzo de la década de los años cuarenta de este siglo¹⁹. En concreto, la pauta de la distribución territorial de la mortalidad infantil entorno a 1860 debería mantener cierta semejanza con la observada a principios del siglo XX. En la gráfica 4, se intenta apreciar tal característica mientras que en el cuadro 13 se cuantifica el efecto a largo plazo de las estructuras territoriales de la mortalidad infantil de mediados del siglo XIX postulando, mediante un modelo de regresión simple, el efecto predictor de los niveles observados en aquella época respecto los alcanzados en diferentes momentos del siglo XX.

En ambos casos, los resultados se ajustan a lo previsto. Por una parte se aprecia, con independencia de las posibles mejoras en los niveles generales de mortalidad de la segunda mitad del siglo XIX, la estabilidad provincial de la mortalidad infantil de los años 1900-05 respecto a la vigente entorno a 1860. Por la otra que, efectivamente, a partir de los años 30 la pervivencia del patrón espacial de mortalidad infantil de mediados del Ochocientos tocaría a su fin, después de haberse consolidado la reducción respecto de sus niveles anteriores.

TASAS DE MORTALIDAD INFANTIL
ESPAÑA 1860



19 Según la cronología propuesta por R. Gómez Redondo (1992: 36).



FUENTE: Elaboración propia

De hecho y siempre con la salvedad de las deficiencias en las estadísticas de base, la cartografía de la mortalidad infantil a principios del siglo XX mantiene claros rasgos de continuidad respecto a la obtenida en este artículo. Esta es la situación de los más bajos niveles en esta clase de mortalidad en la fachada atlántica y parte de las provincias pirenaicas en comparación con las del interior peninsular. Igual saldo favorable ofrecerían las provincias insulares.

Desde un punto de vista más dinámico, la gráfica 4, pone de manifiesto en la dispersión de los cocientes de mortalidad infantil entre 1860 y 1900, una pauta de cambio caracterizada por una mayor reducción de los mismos en aquellas provincias con los niveles más altos a mediados del siglo XIX, esto es, por encima del 250 por mil. El carácter positivo de la pendiente de la recta de regresión ajustada para el período 1900-05 y el valor de la misma, inferior a la unidad, así lo sugieren. Esto supondría, en consecuencia, mayores progresos en el interior y sur peninsular que en las provincias del norte y apuntaría, por tanto, hacia una fase de descenso de la mortalidad infantil anterior a 1900 sometida a marcados contrastes regionales. Como es lógico sin, por un lado, el escrutinio crítico de las fuentes demográficas publicadas sobre este segmento de la mortalidad y, por el otro, la exploración de otras fuentes — a escala

local especialmente— las afirmaciones anteriores deben leerse en clave especulativa²⁰.

Al final de estas páginas parece necesario añadir algunas últimas consideraciones. Una de éstas es recordar que aquí se han presentado unas estimaciones de mortalidad infantil, es decir, relativas a la frecuencia de las defunciones antes del primer aniversario de vida. Como es sabido, en regímenes de mortalidad mediterráneos los riesgos de mayor mortandad no se han concentrado en el pasado exclusivamente en tal segmento de edad, sino que entre el primer y el cuarto año ha sido donde aquellos padecían un mayor incremento. La extensión de un procedimiento de corrección como el aquí diseñado hasta la mortalidad de los menores de cinco años no resulta posible sin adoptar supuestos más complejos. En lo que concierne a estos últimos, en la presentación de la estrategia de evaluación y corrección de los datos ya se dejaron explícitos. La adopción de los mismos debe contemplarse como la consecuencia de la opción metodológica que aquí se ha seguido, orientada no tanto a dar la confianza a la lógica cerrada de un modelo como a procurar rescatar aquello que las estadísticas intentaron reflejar.

CUADRO 13

Continuidad de los niveles de mortalidad infantil de 1860

<i>Periodo</i>	<i>Ecuación</i>	<i>Bondad de ajuste</i>
1900-05	$y = 63.43 + 0.434 \text{ Mort}1860$ (0.0586)	R2 = 0.54
1930-32	$y = 67.10 + 0.222 \text{ Mort}1860$ (0.0649)	R2 = 0.20
1950-52	$y = 47.43 + 0.079 \text{ Mort}1860$ (0.0410)	R2 = 0.07
1960-62	$y = 37.66 + 0.037 \text{ Mort}1860$ (1.426)	R2 = 0.05

* Nivel significación 1% – Desviación estándar entre paréntesis

FUENTE: Elaboración propia

20 En cuanto a las fuentes demográficas, parece razonable pensar que éstas mejoran a lo largo del siglo XX, así, la media de la ratio (1), esto es de los cocientes de mortalidad infantil, para el conjunto de las provincias españolas en 1930 se situaba, todavía, entorno al 0.85 (en 1860, era de 0.81, véase cuadro 4) y en 1960, previa a la corrección en la población censada menor de un año, era del 0.93. Resultados de investigaciones en curso sobre evolución de la mortalidad infantil y juvenil en la España del siglo XIX, a partir de la explotación de estadísticas locales, han sido objeto de diferentes artículos publicados en este Boletín a lo largo de los tres últimos años.

ANEXO 1

Estudio de la ratio entre cocientes de mortalidad infantil

Notación

No Nacimientos observados.

$d_{(0)}$ Defunciones —observadas— 0 años cumplidos.

$Po_{(0)}$ Población observada 0 años cumplidos.

\hat{N} Nacimientos estimados.

$P_{(0)}$ Población estimada 0 años cumplidos.

k Fracción de las defunciones sucedidas en el mismo año de nacimiento.

$q_{(0)MN}$ Cociente de mortalidad infantil obtenido con la estadística de nacimientos del registro civil.

$q_{(0)C}$ Cociente de mortalidad infantil obtenido a partir del ajuste de una tasa específica de mortalidad estimada con la población menor de un año censada.

La ratio $q_{(0)MN}/q_{(0)C}$ está formada por la relación:

$$\frac{(d_{(0)}/No)/((d_{(0)}/Po_{(0)})}{(1+k \cdot (d_{(0)}/Po_{(0)}))} \quad (A.1.1)$$

$$\text{donde dado que } \hat{N} = Po_{(0)} + k \cdot d_{(0)} \quad (A.1.2)$$

(A.1.1) se puede expresar como

$$\frac{(d_{(0)}/No)/((d_{(0)}/Po_{(0)})}{(\hat{N}/Po_{(0)})} \quad (A.1.3)$$

que se reordenaría

$$\frac{\frac{(d_{(0)}/No)}{((d_{(0)} \cdot Po_{(0)})}}{(\hat{N} \cdot Po_{(0)})} \quad (A.1.4)$$

que después de las correspondientes simplificaciones quedaría

$$\frac{(d_{(0)}\hat{N})}{(d_{(0)} \cdot No)} = \hat{N}/No \quad (A.1.5)$$

por lo que, dado que $d_{(0)}$ en el numerador y denominador se anulan, el valor de la ratio entre cocientes expresaría la relación entre los nacimientos estimados y los observados (en otras palabras, el inverso del nivel de subregistro de nacimientos b definido en el anexo 3). En condiciones de cabalidad completa de todas las fuentes estadísticas implicadas (A.1.5) será igual a la unidad. Si la confianza sobre la calidad de aquellas afectara solamente a las empleadas en el denominador de la relación, el inverso de la ratio obtenida expresaría el grado de subregistro de la estadística de nacimientos. Obviamente, si la sospecha de deficiencia afecta a todos los componentes, los resultados de la expresión (A.1.5) no tienen fácil interpretación. Sin embargo, introduciendo los consiguientes ajustes si permite disponer de una pauta de orientación para evaluar la verosimilitud de los mismos. En general lo que puede afirmarse es que los valores de la ratio entre cocientes de mortalidad inferiores a 1 pondrían de manifiesto niveles de subregistro de defunciones y de omisión censal superiores al de nacimientos y la situación inversa cuando aquella magnitud sea mayor que la unidad.

ANEXO 2

Relaciones entre las diferentes modalidades de subregistro y omisión censal

Notación

No Nacimientos observados.

$d_{(0)}$ Defunciones —observadas— 0 años cumplidos.

$Po_{(0)}$ Población observada 0 años cumplidos.

\hat{N} Nacimientos estimados.

$P_{(0)}$ Población estimada 0 años cumplidos.

k Fracción de las defunciones sucedidas en el mismo año de nacimiento.

b Nivel de subregistro de nacimientos

c Nivel de subregistro del censo

d Nivel de subregistro de las defunciones

Podemos definir el nivel de subregistro de los nacimientos (b) como:

$$b = \frac{No}{\hat{N}} \quad (A.2.1)$$

donde el total de nacimientos estimados puede obtenerse a partir de la combinación de la población de cero años cumplidos censada y de la fracción de las defunciones de menores de un año registradas en el año del censo

$$b = \frac{No}{(Po_{(0)} + k \cdot d_{(0)})} \quad (A.2.2)$$

si consideramos los ajustes a introducir en ambos miembros del denominador como consecuencia de las correcciones por subregistro de defunciones o del censo, el nivel de subregistro de los nacimientos expresa la siguiente dependencia:

$$b = \frac{N_0}{(c \cdot P_0 + d \cdot (k \cdot d_0))} \quad (\text{A.2.3})$$

en la que el nivel de omisión censal(c) se define como:

$$c = \frac{P_0}{\hat{P}_0} = \frac{P_0}{(b \cdot N_0 \cdot k \cdot (d \cdot d_0))} \quad (\text{A.2.4})$$

al expresar la población estimada en términos de la combinación de nacimientos y defunciones producidos en el año anterior al censo.

Esta última expresión es la que permite obtener para una combinación de niveles de subregistro de defunciones y de nacimientos las magnitudes de omisión censal relacionadas, a partir de los datos del año 1860, presentadas en el cuadro 1 y deducir de ellos los niveles de mortalidad infantil.

ANEXO 3

Criterios de ajuste de la ratio entre cocientes de mortalidad a nivel provincial

Notación

N_0 Nacimientos observados.

d_0 Defunciones —observadas— 0 años cumplidos.

P_0 Población observada 0 años cumplidos.

\hat{N} Nacimientos estimados.

\hat{P}_0 Población estimada 0 años cumplidos.

k Fracción de las defunciones sucedidas en el mismo año de nacimiento.

f_c Factor de corrección censal

f_b Factor de corrección de los nacimientos

f_d Factor de corrección de las defunciones

De acuerdo con los resultados del anexo anterior en A.1.5:

$$\frac{(d_0) \cdot \hat{N}}{(d_0) \cdot N_0} = \hat{N}/N_0 \quad (\text{A.3.1})$$

Si consideramos que tanto para el numerador y el denominador son conocidos sus factores de corrección, la expresión anterior queda:

$$\frac{\hat{N}}{N_0} = \frac{Po(0) \cdot fc + k \cdot d(0) \cdot fd}{N_0 \cdot fb} \quad (\text{A.3.2})$$

la igualdad de la ratio en la unidad exigirá que

$$Po(0) \cdot fc + k \cdot d(0) \cdot fd = N_0 \cdot fb \quad (\text{A.3.3})$$

Ahora bien, las situaciones posibles, son de hecho tres, en respuesta al diferente juego que los factores de corrección tengan a un lado y otro de la igualdad, esto es

$$fc \text{ y } fd = fb \text{ ratio} = 1$$

$$fc \text{ y } fd > fb \text{ ratio} > 1$$

$$fc \text{ y } fd < fb \text{ ratio} < 1$$

Si en la expresión A.3.3 el lado izquierdo de la igualdad es mayor (menor) que el derecho y por tanto la ratio superior (inferior) a la unidad lógicamente es posible alterar la magnitud de los factores de corrección hasta obtener un nivel de nacimientos estimados idéntico al observado, esto es un cociente igual a uno. Resulta intuitivo advertir que un cociente de tales características presume la existencia de una relación colineal perfecta entre los tres factores factores de corrección, concretamente entre fc y fd respecto fb .

Así en este caso se ha hecho depender la variación en los niveles de subregistro de defunciones (33 por ciento) y de omisión del censo (23 por ciento) del correspondiente a los nacimientos (10 por ciento). Para ello se ha partido de estimar las ratios entre cada uno de aquellos dos primeros porcentajes respecto al tercero. A partir de esto ha sido posible generar una gama de niveles de subregistro de defunciones y de omisión censal asociados al de nacimientos haciendo variar a estos últimos, por ejemplo, de unidad porcentual en unidad porcentual. Mediante el correspondiente proceso de iteración, provincia a provincia, se han ido variando los factores de corrección aplicados a todas las fuentes utilizadas hasta alcanzar la ratio igual a uno.

Bibliografía

- BARBANCHO, A y DELGADO, M., (1982), «Les erreurs sur l'âge de la population infantile dans les recensements espagnols», *Population*, 3: 874-878.
- DOPICO, F., (1987), «Regional Mortality Tables for Spain in the 1860s», *Historical Methods*, 20, 4: 173-178.
- INE, (1952), *Tablas de mortalidad de España 1900-1950*, Madrid.
- GOMEZ REDONDO, R., (1992), *La mortalidad infantil española en el siglo XX*, Madrid, CIS.

- MERINO, M., (1866), Reflexiones y conjeturas sobre la ley de mortalidad en España, Madrid.
- NADAL, J., (1984), La población española, Barcelona, Ariel.
- WUNSCH, G y TERMOTE, M., (1978), Introduction to Demographic Analysis, New York, Plenum Press.