

PROYECCIÓN INVERSA Y ESTIMACIÓN INDIRECTA DE LA MORTALIDAD: RESULTADOS PARA UN GRUPO DE LOCALIDADES CATALANAS

Francisco MUÑOZ PRADAS

A lo largo de las última décadas una nueva generación de técnicas y metodologías de análisis aplicadas al estudio de las poblaciones históricas se han añadido a las más tradicionales. Podría conjeturarse que, tal vez, una de las diferencias más apreciable entre los "viejos" y los "nuevos" métodos radique en la más clara dependencia de estos últimos respecto de algunas relaciones analíticas fundamentales existentes en todas las poblaciones. En base a éstas, tales procedimientos ofrecen la posibilidad de transformar datos brutos, directa o indirectamente conectados con el fenómeno en estudio, en indicadores demográficos refinados. Estas páginas se ocupan de una técnica de esas características, la denominada proyección inversa (Lee, 1974), especialmente en su aplicación con la finalidad de estimar los niveles y estructuras de la mortalidad de un conjunto de localidades catalanas a lo largo de un dilatado período secular¹. Como es sabido, este procedimiento permite, con el auxilio de determinados supuestos y a partir de una estructura inicial de población y unas series de nacimientos y defunciones, obtener un conjunto de indicadores entre los que se encuentra uno de interés en este estudio: la esperanza de vida al nacer. Ahora bien, una mayor eficiencia no puede significar operar de modo rutinario. Por ello, este ejercicio se desarrolla en dos etapas. En la primera, se abor-

¹ Se utiliza la versión informática de este método *Populate* realizada por R. McCaa y H. Pérez Brignoli.

darán, desde una perspectiva más general, los requisitos necesarios para reconstruir la evolución de la mortalidad, particularmente el problema de selección del modelo más adecuado para ese propósito. De esta discusión, se desprenderá una conclusión relativa a la necesidad de contar con una caracterización previa del régimen de mortalidad de la población en estudio, si aquello que se pretende es obtener una aproximación lo más ajustada posible a su probable trayectoria histórica. Por lo tanto, en la segunda etapa, se estimarán los niveles y estructuras de la mortalidad de estas localidades a través de un procedimiento independiente para, a continuación, desarrollar la proyección inversa y explorar y evaluar diferentes resultados alternativos. Más allá de su propósito de ilustrar una estrategia posible de aplicación de esta técnica en el terreno de la mortalidad histórica este trabajo, también, pretende contribuir al conocimiento de uno de los componentes del crecimiento de la población catalana a lo largo de dos siglos como el XVIII y XIX, de obvio interés para una mejor comprensión del proceso de transición al régimen demográfico moderno. No obstante, debe advertirse que no se abordará aquí un examen detallado del contexto histórico particular de estos resultados².

Los datos utilizados corresponden a 12 localidades³, situadas en tres comarcas que conforman una zona, el Penedès, históricamente vinculada a uno de los ejes de desarrollo de la economía catalana moderna, como es la especialización vitivinícola. Además, se encuentra también inserta, junto a otras comarcas del litoral y pre-litoral, dentro de aquellos territorios beneficiados por un crecimiento demográfico sostenido hasta finales del siglo XIX, momento en el que la crisis filoxérica cerrará tal ciclo secular.

1. Proyección inversa y mortalidad: observaciones metodológicas generales

Entre aquellos supuestos que sustentan la aplicación de la proyección inversa se encuentra el relativo a la representación de la mortalidad en términos de un modelo de un solo parámetro. Esto comporta que toda fluctuación en el total de defunciones de la serie se traduzca en variaciones del

2 Este aspecto se trata, junto con el análisis de la evolución de la mortalidad extraordinaria en estas localidades, en Muñoz (1991).

3 Los archivos corresponden a las localidades: La Bisbal del Penedès, Gelida, Mediona, Pacs, St. Llorenç d'Hortons, St. Pere de Riudebitlles, St. Quintí de Mediona, Sta. Margarida i els Monjos, Sitges, el Vendrell, Vilafranca del Penedès (archivos de St. Antoni y Sta. Maria). Agradezco a Salvador Caralt (el Vendrell), Miquel Angel Martínez Rodríguez (parroquia de St. Antoni de Vilanova y La Geltrú) y a Angels Torrents (St. Pere de Riudebitlles) al darme la posibilidad de disponer de los datos recogidos por ellos.

nivel y no de la estructura, la que presupone invariable. Esta manera de proceder ofrece una respuesta rápida, sencilla más que simple, a un problema habitual de todo ejercicio de proyección de este fenómeno, a saber, el de la elección de la función más apropiada para su descripción (Keyfitz, 1984). La percepción de la mortalidad como un fenómeno "multidimensional" (Lederman y Breas, 1959) en cuanto variedad de interrelaciones y combinaciones en sus estructuras y niveles ha sido subrayada e investigada por los demógrafos, aunque sin alcanzar un consenso sobre el número adecuado de dimensiones que cabe atribuir a su modelización, más allá del criterio general de parsimonia que aconseja detenerse en el más eficiente y menos complejo.

Desde un punto de vista cercano al trabajo histórico, la discusión anterior se hace patente en el momento de la selección del tipo de mortalidad más pertinente a la población en estudio. De hecho, la potencialidad del procedimiento de la proyección inversa en este terreno radica, precisamente, en que basta una mera orientación tentativa sobre los niveles de mortalidad, acotables en un abanico relativamente reducido en la experiencia común de las sociedades pre-industriales, para generar algunos resultados plausibles, tal como algunos análisis de sensibilidad han puesto de manifiesto (McCaa y Vaupel, 1989; McCaa, 1991). La inclusión en su versión micro-informática de las tablas modelo del tipo Coale-Demeny facilita aún más la tarea en este punto. Sin embargo, el hecho de que idénticas trayectorias en la evolución de la esperanza de vida al nacimiento $e_{(0)}$ puedan responder a estructuras diferentes, no deja de sugerir una actitud de precaución frente a la rápida identificación entre el mero desplazamiento a lo largo de los niveles de una tabla modelo con la trayectoria de la mortalidad en una población histórica. Aunque la opción de disponer de una gama de "familias" de mortalidad permita un estudio preliminar y posterior identificación con la más afín, de nuevo, el hecho de mantener una estructura prefijada a lo largo de los distintos niveles, no evita la simplificación final. Por todo ello, no es posible reproducir con suficiente flexibilidad toda la variedad observable en las pautas de supervivencia⁴. Así, en aquellos casos en los que se puede contrastar la evolución de esta variable en términos de una de estas familias modelo, con otros de naturaleza algo más compleja, las discrepancias resultan manifiestas (Ewbank, Gómez de León y Stoto, 1983).

4 Puede ser conveniente recordar aquí que entre los materiales básicos empleados para la confección de dichas tablas, las pautas de mortalidad antiguas se encontraban relativamente subrepresentadas. Así, del total de 206 tablas provenientes de países europeos, 23 (11%) eran anteriores a 1870 y 63 (30%) pertenecían al período 1871-1918 (Coale y Demeny, 1985: 5).

Una manera de ilustrar este problema es analizar la relación entre esperanza de vida y estructura de la mortalidad, desde la óptica de los incrementos en aquélla primera como consecuencia de modificaciones de la segunda. Esto significa plantearse la descomposición de las ganancias en las esperanzas de vida entre dos tablas de mortalidad en función del aporte de los grandes segmentos de edad. Se procederá, entonces, a comparar los resultados de esta descomposición observados en algunas poblaciones históricas con los aquéllas pertenecientes a alguna de las familias de las tablas modelo Coale-Demeny más próximas⁵, en este caso las del modelo Norte⁶. Todo lo cual significará moverse en un rango de niveles comprendidos entre los 25 y los 40 años.

El cuadro adjunto (cuadro 1) pone de manifiesto que existen coincidencias, previsibles por otra parte, a lo largo del proceso de mejora en los niveles de mortalidad entre ambos tipos de tablas de mortalidad, como sucede en la concentración más significativa del aporte a las ganancias en la $e_{(0)}$ en los grupos de edad por debajo de los cinco años. Sin embargo, también cabe apreciar algunas divergencias, en modo alguno marginales en una interpretación dinámica de este fenómeno demográfico. Así, pueden subrayarse las diferencias en la distribución de esos porcentajes, por una parte, entre los segmentos de edades comprendidas hasta los 10 años y, por la otra, entre las correspondientes a la edades adultas. En lo que respecta a las primeras, pueden constatarse aproximaciones más aceptables, hasta el quinto aniversario, como, por ejemplo, Francia, Tourouvre-au-Perche y Ginebra (entre 1750 y 1800, según las tablas del momento). No obstante, el peso del aporte de los dos primeros grupos de edad en el caso francés, en torno al 81%, es notoriamente superior al computado a través del modelo, un 59%. En cambio, en otros períodos, las magnitudes ya no coinciden con las esperadas. En la ciudad suiza, la evolución a largo plazo en la primera mitad del siglo XVIII o el comportamiento descrito en las tablas para las generaciones entre 1675-99 y 1770-90, donde se eviden-

⁵ El método de descomposición utilizado corresponde a un modelo de tipo aditivo en el que
 $n\Delta_x e(x) = [(e(2)(x) - e(1)(x)) * (l(2)(x) + l(1)(x))] / 2 - [(e(2)(x+n) - e(1)(x+n)) * (l(2)(x+n) + l(1)(x+n))] / 2$
 y el grupo abierto final

$\infty\Delta_x e(x) = [(e(2)(x) - e(1)(x)) * (l(1)(x) - l(2)(x))] / 2$

donde $e(1)(x)$, $e(2)(x)$, $l(1)(x)$, $l(2)(x)$ hacen referencia a las esperanzas de vida y funciones de sobrevivencia de las respectivas tablas de mortalidad en los dos momentos.

⁶ Las tablas modelo Norte corresponden a interpolaciones en las funciones de sobrevivencia $l(x)$ para ambos sexos de las Tablas Coale-Demeny publicadas por Naciones Unidas (United Nations, 1983). En lo que respecta a la tabla modelo de Ginebra, en las dos ocasiones corresponden a cambios idénticos de nivel, desde 27 a 34 años y de 34 a 40 años en la esperanza de vida; el efecto por no proceder a la interpolación exacta en años a cada caso puede considerarse irrelevante.

Cuadro 1
Distribución de las ganancias en las esperanzas de vida. Ambos sexos (%)

A)				
Períodos $e(0)$	Francia		Tourouvre-au-Perche	
	1740-1749 / 1820-1829 De 25,7 a 39,3		1670-1719 / 1720-1769 De 25,01 a 33,09	
Grupos de edad	Tabla histórica	Tabla modelo	Tabla histórica	Tabla modelo
0-1	37,9	29,5	27,4	33,6
1-4	31,1	26,7	25,4	27,1
5-9	11,8	9,0	4,8	8,5
10-19	1,8	7,3	7,3	6,7
20-39	4,3	12,6	30,1	12,2
≥ 40	13,1	14,9	5,0	11,9
	100,0	100,0	100,0	100,0

B)				
Períodos $e(0)$	Ginebra (períodos)			
	1700-1724 / 1745-1769 De 28,0 a 33,7		1746-1769 / 1800-1825 De 33,7 a 40,0	
Grupos de edad	Tabla histórica	Tabla modelo	Tabla histórica	Tabla modelo
0-1	19,8	31,4	29,8	29,9
1-4	43,9	26,7	26,4	25,3
5-9	13,1	8,7	21,1	8,6
10-19	3,6	6,9	10,2	7,0
20-39	14,5	12,4	1,3	13,5
≥ 40	5,1	13,5	11,3	15,8
	100,0	100,0	100,0	100,0

C)				
Períodos $e(0)$	Ginebra (generaciones)			
	1675-1699 / 1725-1744 De 27,1 a 33,8		1725-1744 / 1800-1825 De 33,8 a 39,7	
Grupos de edad	Tabla histórica	Tabla modelo	Tabla histórica	Tabla modelo
0-1	22,5	31,4	43,4	29,9
1-4	39,2	26,7	32,3	25,3
5-9	1,5	8,7	32,3	8,6
10-19	12,0	6,9	4,2	7,0
20-39	9,5	12,4	- 4,5	13,5
≥ 40	15,3	13,5	- 7,4	15,8
	100,0	100,0	100,0	100,0

Fuente: Francia (Henry y Blayo, 1975); Ginebra (Perrenoud, 1984); Tourouvre-au-Perche (Charbonneau, 1970).

dencia un retroceso en la supervivencia en algunas edades adultas, se alejan de la pauta. De igual modo, con la excepción de la estructura de la mortalidad francesa, las diferencias entre ambos tipos de tablas en el peso del segmento 5-9 es patente. Pero, tal vez sea para las edades comprendidas entre 20 y los 39 años donde las discrepancias son más notables y reiteradas. En la mayoría de casos, la visible regularidad en la distribución de los aportes de las tablas modelo contrasta con las magnitudes obtenidas a partir de las históricas. Todo esto, por otra parte, recuerda la variabilidad de relaciones existentes entre la mortalidad infantil y la adulta. Datos hoy disponibles para ambas clases de mortalidad sugieren, efectivamente, un muy bajo nivel de correlación entre ambas en la experiencia de algunas poblaciones europeas del pasado (Blum y Bringe, 1989) lo que, además de responder a posibles determinantes diferenciales, viene a concordar con otras dificultades, más analíticas, que existen de cara a conseguir una conexión unívoca entre una y otra (Helligman y Pollard, 1980).

De los párrafos anteriores se puede desprender una conclusión de índole ante todo operativa. Una reconstrucción históricamente ajustada de la evolución de la mortalidad utilizando el procedimiento de la proyección inversa no exime de contar previamente con un máximo de información complementaria sobre el régimen de mortalidad de la población en estudio. Así, pues, sus sustanciales facilidades, al contrario de lo que una primera impresión podría sugerir, no permiten una mera selección mecánica, sino se quiere convertir el proceso histórico subyacente en una suerte de "caja negra" de dimensiones seculares.

En el caso concreto de las localidades de las que se ocupa este trabajo, a tenor de esta conclusión se ha intentado determinar el comportamiento de esta variable a través de dos fases. En la primera se confeccionaron tablas de mortalidad para tres períodos, cronológicamente situados en los siglos XVII, XVIII y XIX. Esto permitió una primera constatación de los niveles de supervivencia alcanzados para así, ya en la segunda, contar con el "input" más adecuado en la ejecución la proyección.

2. Estimaciones de niveles y estructuras de mortalidad en los siglos XVII, XVIII y XIX

Esta aproximación inicial al régimen de mortalidad de las localidades del Penedès emplea datos provinientes de fuentes de naturaleza diferente y con una perspectiva cronológica mayor de la propuesta al inicio de este artículo, al extenderse hasta el siglo XVII, con objeto de disponer del máximo de información sobre su comportamiento a largo plazo . Así, se

cuenta, por un lado, con la combinación de defunciones según sexo y edad y las estructuras de población de siete y cinco localidades en torno a los censos de 1860 y 1787, respectivamente⁷. Por el otro, con estimaciones de mortalidad adulta de dos parroquias (Sta. María de Mediona y St. Pere de Riudebitlles) en la segunda mitad del siglo XVII, confeccionadas según técnicas indirectas a partir de la condición de orfandad de los cónyuges (Brass y Hill, 1973), combinadas con otras de mortalidad infantil, estimadas a partir del registro de otras dos localidades (Sta. Margarida y St. Sadurní d'Anoia) en las que, de manera excepcional, se anotó la edad de los "albats" (párvulos)⁸. En base, pues, a esta distribución cronológica se han confeccionado seis tablas de mortalidad masculina y femenina, acotadas a los períodos 1675-90, 1784-90 y 1857-64.

El tipo de información arriba descrito constituye un conjunto algo heterogéneo, porque combina volúmenes desiguales de fuentes anónimas y nominativas, caracterizado tanto por su número decreciente en el tiempo, como por las irregularidades en su presentación, así, por ejemplo, la estructura en grandes grupos de edad del censo de Floridablanca. Este cúmulo de circunstancias ha obligado a seguir un camino que permitiera sacar el mayor partido posible de esta base de datos fragmentarios. La estrategia ideada ha consistido en proceder de un modo similar al de un ejercicio de proyección de la mortalidad, aunque en un sentido retrospectivo y de forma secuencial, es decir, a partir de la estimación más contemporánea se ha obtenido una nueva situada en el momento cronológicamente más próximo y, con ésta, de nuevo se ha vuelto retroceder en el tiempo. Es decir, en definitiva, desplazarse de 1857-64 hacia 1784-90 y de aquí, hasta 1675-90. De esta manera se espera conseguir un juego de estimaciones de sobrevivencia lo más coherente entre sí.

La secuencia descrita no puede llevarse a cabo sin la adopción de los elementos habituales de un ejercicio de proyección, como son una tabla de mortalidad inicial, sendas hipótesis sobre la evolución de su nivel y estructura y un modelo adecuado. En este caso, una vez evaluados y ajustados los datos, la tabla inicial ha sido la centrada alrededor del censo de 1860 y el modelo escogido, uno de tipo relacional, el sistema logito (Brass, 1974). Éste expresa, en términos de una ecuación, la relación fun-

7 En ambas ocasiones las localidades de mayor número de habitantes de la muestra son incluidas. Éstas son: Galida, Mediona, St. Quintí de Mediona, St. Sadurní d'Anoia, Vilanova i La Geltrú, Vilafranca y el Vendrell.

8 Una descripción detallada de la aplicación de esta metodología a los datos parroquiales y del proceso completo de confección de estas tablas de mortalidad se encuentra en Muñoz (1990: 335-385). Agradezco a Angels Torrents la posibilidad de acceder a la información sobre orfandad materna y paterna de la parroquia de St. Pere de Riudebitlles.

cional entre tablas de mortalidad como una transformación lineal de los logitos de sus respectivas funciones de sobrevivencia. En términos formales, el procedimiento propuesto consiste en estimar el siguiente par de ecuaciones⁹:

$$(1) \text{ logit } [l(x) 1784-90] = \alpha + \beta \text{ logit } [ls(x) 1857-84]$$

$$(2) \text{ logit } [l(x) 1675-90] = \alpha + \beta \text{ logit } [ls(x) 1784-90]$$

donde los parámetros α y β suelen interpretarse, el primero como expresión de las variaciones en el nivel y el segundo de las estructuras de la mortalidad. Los símbolos $l(x)$ y $ls(x)$ hacen referencia, por su parte, a las funciones de sobrevivencia de las tablas observada y estándar o modelo, respectivamente. Dos son las ventajas de esta manera de proceder. En primer lugar y tal como puede observarse en las mismas ecuaciones, la posibilidad de utilizar cualquier tabla empírica como tabla modelo. En segundo, la facultad de verificar a lo largo del mismo proceso de estimación, las hipótesis que se establezcan en cada caso, de forma particular, la relativa a la estabilidad de las estructuras de mortalidad.

Cuadro 2
Estimaciones de los parámetros del modelo logito

Ecuación (1), estándar, tabla del siglo XIX		
	Hombres	Mujeres
β	0,955	1,003
α	0,148	0,171

Ecuación (2), estándar, tabla del siglo XVIII		
	Hombres	Mujeres
β	1,052	1,103
α	0,121	0,185

Elaboración propia.

El cuadro 2 reúne los valores obtenidos para los mencionados parámetros en cada uno de los sexos. Estos resultados son informativos y ponen de manifiesto aspectos relevantes del régimen de mortalidad de estas localidades. Así, desplazándose desde la tabla contemporánea a la más antigua, la existencia a lo largo de los tres períodos analizados de una

⁹ La función logit tiene en este caso la definición:
 $\text{logit} (1.0 - l(x)) = 0.5 \ln ((1.0 - l(x)) / l(x))$

progresiva disminución de los niveles de supervivencia (valores de α mayores que 0) y el mantenimiento de una estructura de mortalidad muy semejante (valores de β próximos a uno), aunque con ligeras modificaciones más acentuadas entre el siglo XVII y el XVIII. A partir de este juego de parámetros se han confeccionado las funciones definitivas de supervivencia y, con ellas, los cocientes de mortalidad y las esperanzas de vida al nacer presentadas en el cuadro 3. En una primera mirada al mismo no dejará de llamar la atención la notable progresión en las expectativas de vida femeninas, cercana a los nueve años y medio, superior a la masculina, con un incremento de siete. En conjunto, una transición desde los 27 hasta los 35 años, es decir una ganancia de 8 años en un período de poco más de dos siglos. Estas cifras, sin embargo, no deben leerse de una manera lineal, sino que es aconsejable no olvidar el tipo de información que las nutre y la óptica que representan. Esta advertencia tiene particular importancia en lo que concierne a las estimaciones del siglo XVII, época en la que la frecuencia e intensidad de las crisis, someterían a mayores oscilaciones a este indicador y, por lo tanto, la tabla calculada se alejaría de una representación más ajustada de la mortalidad promedio de la época.

Cuadro 3
Penedès: esperanza de vida en los siglos XVII-XIX

Períodos	Hombres	Mujeres	Total (a)
1675-90	27,44	26,12	26,75
1784-90	30,85	30,19	30,51
1857-84	34,77	35,60	35,19

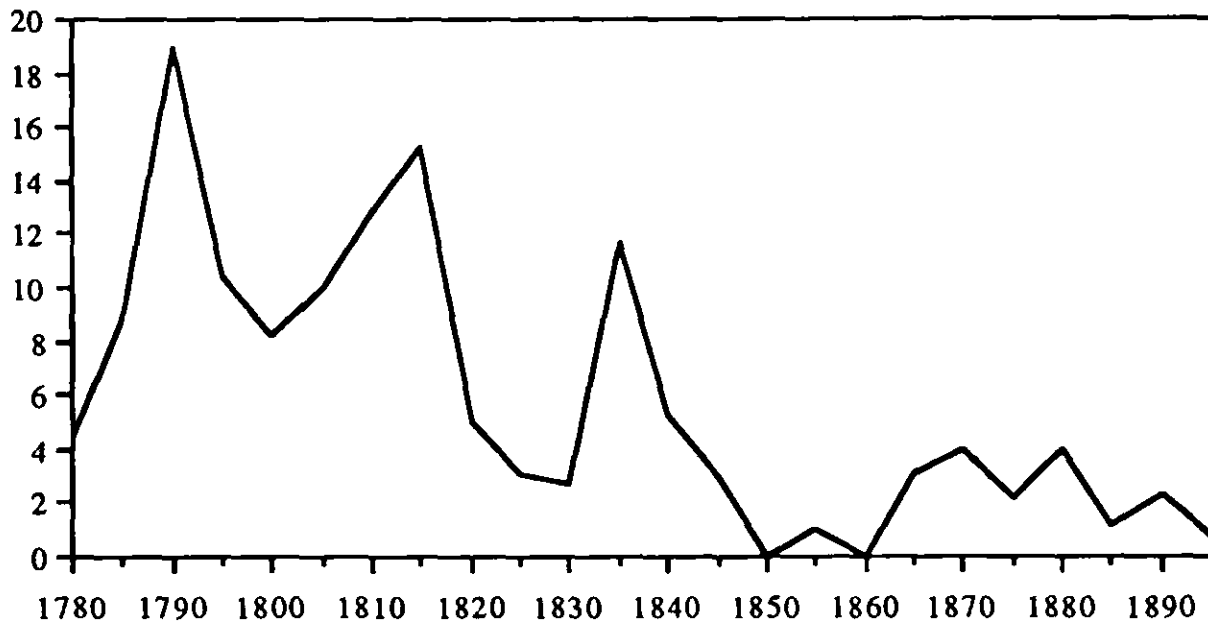
(a) Estimada bajo el supuesto de una relación de masculinidad al nacimiento de 105.

Fuente: Elaboración propia a partir del anexo 1.

3. Evolución de la mortalidad: reconstrucción para el período 1717-1899

Identificados en el apartado anterior los rasgos característicos del tipo de mortalidad de estas localidades es posible emplearlos ahora en una reconstrucción cronológicamente más detallada de su evolución. No obstante, antes debe contarse con una mínima evaluación de la calidad del registro de defunciones, puesto que de la magnitud y persistencia de sus deficiencias depende, obviamente, la precisión final de las estimaciones que se persiguen.

Gráfica 1
Porcentaje de defunciones sin edad registrada. Vilafranca (1780-1899)



Aceptada comúnmente la existencia de registros parroquiales de calidad en Cataluña no se han llevado a cabo, de momento, verificaciones mínimamente exhaustivas de este supuesto. La observación de indicadores simples, como la proporción de defunciones inscritas sin edad de uno de los mayores núcleos de esta muestra de localidades, Vilafranca del Penedès, a lo largo del siglo XIX (gráfica 1) permite aislar las coyunturas de mayor desorden documental, habitualmente relacionadas con circunstancias de conflictividad bélica o social y en las que la probabilidad de subregistro sería más elevada. La concentración de las mismas en la primera mitad del Ochocientos y la existencia común en estas épocas de un porcentaje regular de edades desconocidas principalmente entre los óbitos de las personas ancianas, favorece la percepción de una tendencia secular en la mejora de las condiciones del registro. Otros indicadores utilizados, no presentados aquí¹⁰, apuntan en la dirección que de existir deficiencias, éstas no serían de una magnitud capaz de producir sesgos de importancia.

10 Se trata de la distribución acumulada de las defunciones infantiles, en el primer año de vida, según la formulación gráfica de Bourgeois-Pichat, que se muestra estable y bien ajustada al patrón esperado en los períodos 1780-94, 1855-64 y 1899-1902. Por otra parte, el examen de los niveles de mortinatalidad de la localidad de Vilafranca del Penedès a lo largo del siglo XIX, comparados con los de las poblaciones europeas (Francia y Bélgica) para la misma época, muestra una ligera desviación, que de ser atribuible a deficiencias del registro de las muertes en los menores de un año, significaría, para el conjunto de todas las defunciones, una pérdida de poco más del 1%.

De cualquier modo, al terminar estas exploraciones parciales, desgraciadamente, no es posible proponer un porcentaje concreto de subregistro. En este punto, el mismo desarrollo de la proyección inversa se ofrece como una alternativa posible para su cuantificación, con el auxilio de hipótesis e informaciones complementarias que orientan su puesta en práctica.

Entre los datos básicos a utilizar se encuentran, tal como se ha mencionado, las tablas de mortalidad elaboradas para los siglos XVII y XVIII. Éstas proveen el nivel inicial, obtenido como promedio de las probabilidades de supervivencia estimadas, de igual modo que la correspondiente al siglo XIX ofrece el final. También es posible utilizar a lo largo de la proyección estimaciones de los saldos migratorios. En este terreno se ha operado con cuatro hipótesis, una de la cuales comporta simplemente asimilar estas localidades a una población cerrada. Un rasgo común a las restantes es el signo negativo asignado a su balance migratorio. La existencia de esta marcada orientación emigratoria en los habitantes de estas comarcas del Penedès cuenta con el testimonio de diversos datos y acontecimientos a lo largo de las sucesivas etapas intercensales (Muñoz, 1990: 67-74). La magnitud de estas salidas pudo resultar particularmente elevada en la segunda mitad del Ochocientos y siempre con anterioridad a la crisis filoxérica, a la vista del número y peso demográfico de las localidades con retrocesos en sus cifras de habitantes desde 1860¹¹. De igual modo, la tasa de crecimiento de la población del Penedès, mantenida históricamente dentro de una tendencia próxima al 0,80%, desciende abruptamente al 0,19 entre los censos de 1860 y 1877.

La primera hipótesis migratoria adopta un valor para la tasa neta promedio de 1717 a 1887 del -0,33%, ciertamente, muy elevada, pero que proviene de un cálculo residual de la misma a partir de las series de hechos vitales (sin corrección alguna) y los totales de población de las localidades en estudio. Esto supone un saldo migratorio equivalente al 28% del crecimiento vegetativo del período. Naturalmente, junto a esta hipótesis alta, las otras dos sólo pueden asumir magnitudes más moderadas, del orden del -0,14 y del -0,07 o, en su equivalente en peso sobre el crecimiento natural, un 14,5 y 7%, respectivamente¹². Finalmente, es necesario indicar cómo esta reconstrucción tiene en los totales corregidos de los habi-

11 Entre 1860 y 1877 pierden habitantes los municipios de St. Pere de Riudebitlles, St. Quintí de Mediona, Sta. Fe del Penedès, St. Pere de Ribes, Sitges y el Vendrell, que representaban aproximadamente el 22% de la población del Penedès en torno a 1860.

12 Cálculos indirectos de esta magnitud en los movimientos migratorios rural-urbanos en Cataluña de 1787 a 1900, lo sitúan entre el 20 y el 24% del crecimiento vegetativo (Camps, 1990).

tantes de estos lugares correspondientes a los recuentos de 1717, 1787, 1830, 1860, 1877 y 1887 un hito de referencia de cara a aquilatar la viabilidad de las diferentes proyecciones¹³. Así, el criterio empleado para escoger entre aquellas se ha orientado en función del grado de aproximación a la trayectoria descrita a través de los censos.

El cuadro 4 presenta el abanico de hipótesis migratorias ya comentado, cruzado con dos niveles de subregistro en las defunciones, del 5 y 10% en cada caso. En cada casilla se expresa en valores absolutos y relativos el promedio de las diferencias entre el número de habitantes derivado de la proyección y el observado en las fechas censales mencionadas.

Cuadro 4

Penedès: promedio de diferencias entre poblaciones observadas y estimadas. Resultados de la proyección inversa (valores absolutos y relativos)

Hipótesis Migratoria	Subregistro		
	0%	5%	10%
Alta	-290 -1,24%	3.357 9,60%	7.403 20,44%
Media	3.427 -9,71%	420 1,12%	4.267 11,96%
Baja	-5.122 -14,30%	-1.275 -3,46%	2.570 7,37%
Población cerrada	-5.761 -15,45%	-2.013 -4,95%	1.735 5,55%

Fuente: Elaboración propia.

Una primera lectura a los resultados ya pone de manifiesto la restringida viabilidad de una buena parte de las combinaciones de hipótesis propuestas. En efecto, dos aspectos de los mismos es necesario retener. En

¹³ La progresión en el total de habitantes empadronados sería la siguiente:

1717	11.156
1787	21.127
1830	30.049
1860	38.421
1877	40.121
1887	42.273

Con excepción de algunas diócesis catalanas, no se dispone en el siglo XVII de una estadística fiable del total de habitantes de las localidades de Cataluña. La discusión, evaluación y corrección de las fuentes estadísticas históricas en Muñoz (1990: 9-39).

primer lugar, porcentajes elevados de subregistro implican desviaciones muy notables de la trayectoria de crecimiento observada en estas localidades; en segundo, las menores intensidades en el saldo migratorio reducen sus distancias respecto a aquella trayectoria observada bajo la adopción simultánea de un mayor margen de subregistro. Merece resaltarse cómo en la situación de un nivel migratorio bajo y registro óptimo de defunciones, el valor de las desviaciones es mayor, en ambos términos, que bajo otras circunstancias de más acentuada movilidad. Por todo ello, la coexistencia de un intenso aumento demográfico intercensal y una, a su vez, vigorosa orientación emigratoria en el poblamiento de estas comarcas no aparece como una realidad histórica improbable. Ahora bien, como este ejercicio de simulación sugiere, esto no invalida la plausibilidad de trayectorias relativamente bien ajustadas en las que hay lugar, al mismo tiempo, para un moderado grado de subregistro. Un porcentaje del 5%, siempre a modo de valor promedio para todo el período, podría ser una cifra aceptable, a la vista del escaso margen de subestimación de la población observada conseguido. De este análisis se desprende, pues, como conclusión que son dos, solamente, los escenarios más verosímiles a la luz de los datos disponibles. La reconstrucción de la evolución de la mortalidad a partir de 1717 deberá presentar, en consecuencia, una "horquilla" de valores de la que será necesario, evaluar la magnitud de su variación. El cuadro 5 (y gráficas 2a y 2b) recoge las esperanzas de vida obtenidas de la proyección inversa de la serie de nacimientos y defunciones según las hipótesis seleccionadas. Con las previsibles diferencias de nivel, ambas evoluciones apuntan hacia un mismo proceso de ganancias seculares en las expectativas de supervivencia, salpicado por las correspondientes crisis de mortalidad.

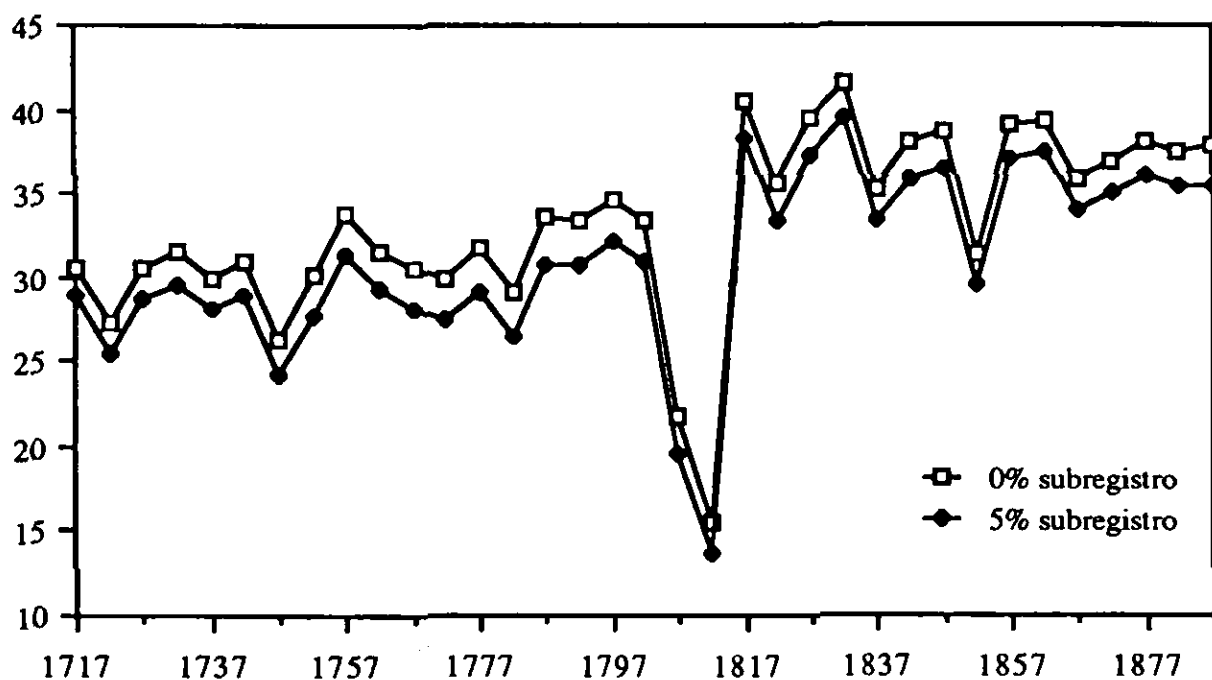
Alrededor, entonces, de la mortalidad extrema de principios del Ochocientos, se distingue una tendencia a la mejora de los niveles de esta variable a lo largo del siglo XVIII, que se confirmará irreversible a partir de la segunda década del siglo XIX, al tiempo que, como las medias móviles sugieren, en el transcurso de esa centuria, los avances tienden a estabilizarse. Asignar a esta pauta de cambio cronológico magnitudes supone moverse dentro de las coordenadas que los promedios calculados para los tres grandes períodos 1719-53, 1754-1803 y 1839-83 muestran. Es decir, desplazarse de los 29 a los 37 años o de los 28 a los 35 años en la esperanza de vida de los habitantes de estas localidades; posibilidades que en cualquiera de los dos casos se sitúan en las proximidades de las estimaciones obtenidas anteriormente con las tablas de mortalidad por períodos. La aceptación de un grado de subregistro del 5% y de unos niveles

Cuadro 5
Penedès: evolución de la esperanza de vida, 1717-1891, según diferentes hipótesis

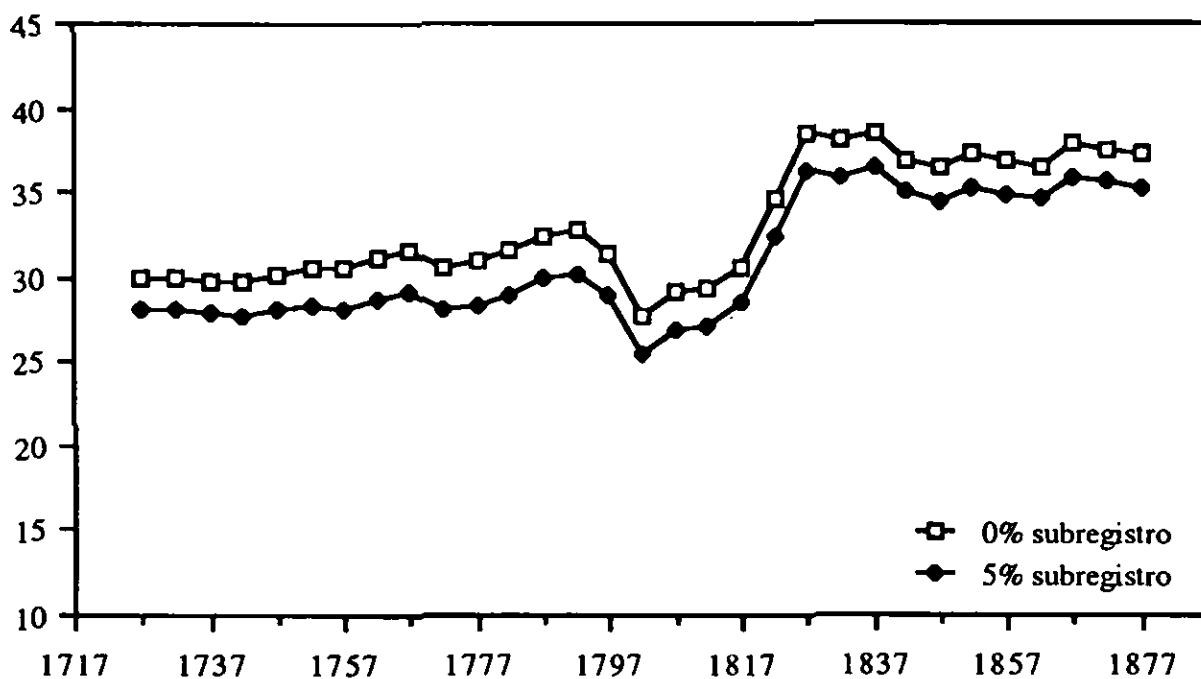
Períodos	(1) 0% Subreg. Migr. alta	Media móvil	(2) 5% Subreg. Migr. media	Media móvil	Diferencia (1) - (2)	Variación (1) - (2) %
1717-21	30,6		29,0		1,6	5,23
1722-26	27,2		25,4		1,8	6,62
1727-31	30,6	29,9	28,8	28,2	1,8	5,88
1732-36	31,5	30,0	29,6	28,2	1,9	6,03
1737-41	30,0	29,8	28,1	27,9	1,9	6,33
1742-46	30,9	29,8	29,0	27,7	1,9	6,15
1747-51	26,2	30,2	24,2	28,1	2,0	7,63
1752-56	30,2	30,5	27,8	28,3	2,4	7,95
1757-61	33,8	30,5	31,4	28,2	2,4	7,10
1762-66	31,6	31,2	29,3	28,8	2,3	7,28
1767-71	30,6	31,5	28,2	29,1	2,4	7,84
1772-76	29,9	30,6	27,4	28,1	2,5	8,36
1777-81	31,7	31,0	29,1	28,4	2,6	8,20
1782-86	29,2	31,5	26,5	28,9	2,7	9,25
1787-91	33,6	32,5	30,8	29,9	2,8	8,33
1792-96	33,3	32,8	30,8	30,2	2,5	7,51
1797-01	34,6	31,3	32,1	28,9	2,5	7,23
1802-06	33,4	27,7	31,0	25,4	2,4	7,19
1807-11	21,8	29,2	19,6	26,9	2,2	10,09
1812-16	15,5	29,4	13,6	27,2	1,9	12,26
1817-21	40,6	30,6	38,2	28,4	2,4	5,91
1822-26	35,7	34,5	33,4	32,4	2,3	6,44
1827-31	39,5	38,5	37,3	36,3	2,2	5,57
1832-36	41,5	37,9	39,5	35,9	2,0	4,82
1837-41	35,2	38,6	33,3	36,5	1,9	5,40
1842-46	38,0	36,9	35,8	34,9	2,2	5,79
1847-51	38,7	36,4	36,5	34,4	2,2	5,68
1852-56	31,3	37,3	29,5	35,3	1,8	5,75
1857-61	39,0	36,8	37,1	34,9	1,9	4,87
1862-66	39,4	36,5	37,4	34,6	2,0	5,08
1867-71	35,8	37,8	34,1	35,9	1,7	4,75
1872-76	36,8	37,5	35,0	35,6	1,8	4,89
1877-81	38,0	37,2	36,1	35,2	1,9	5,00
1882-86	37,5		35,4		2,1	5,60
1887-91	37,8		35,5		2,3	6,08
Promedio períodos			Migr. alta - 0%		Migr. media - 5%	
1717-1751			29,57		27,73	
1752-1801			31,85		29,34	
1835-1885			36,97		35,02	

Elaboración propia.

Gráfica 2.a
Penedès: evolución de la esperanza de vida. Dos hipótesis de subregistro



Gráfica 2.b
Penedès: evolución de la esperanza de vida. Medias móviles



inferiores del saldo migratorio suponen reducciones de los valores absolutos de las esperanza de vida, en promedio del orden de 2 años (o del 7%) respecto al otro supuesto¹⁴. En cualquier caso, tendrá que calificarse como moderado este intervalo de variación y, entonces, aceptarse que deficiencias de magnitud semejante -no improbables en determinadas coyunturas- en la integridad de los registros no introducirían cambios significativos en la imagen final de la pauta de evolución de este fenómeno.

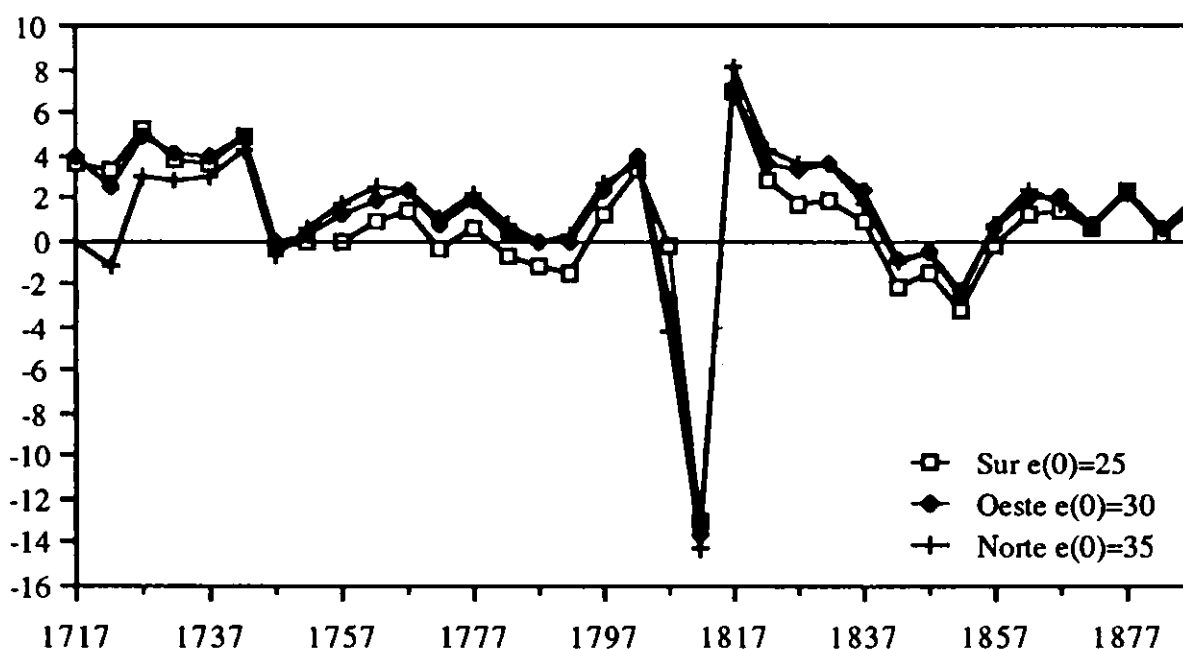
4. A modo de conclusión: resultados alternativos y breve evaluación historiográfica

Tal como se indicó en el examen de las posibilidades de la proyección inversa en la estimación de la mortalidad, tan sólo una mera idea sobre su nivel permite aproximar de forma muy ajustada la probable evolución de las esperanzas de vida al nacimiento. En cierto modo, el largo rodeo que se ha propuesto en estas páginas parecería innecesario si no fuera por las observaciones realizadas en su momento y que han conducido a otorgarle a esta técnica una finalidad más exploratoria que confirmatoria en el análisis de este fenómeno. Por lo tanto, una de sus utilidades residiría, en esta fase final de la investigación, en su capacidad de verificar los resultados obtenidos. Basta para ello generar trayectorias alternativas de la esperanza de vida, combinando niveles y estructuras diferentes, siempre dentro de las coordenadas probables para la época. Así, se han escogido tres familias y tres niveles de las tablas Coale-Demeny, Sur ($e_{(0)} = 25$ años), Oeste ($e_{(0)} = 30$) y Norte ($e_{(0)} = 35$). Todas ellas, en combinación con las series demográficas de estas localidades, han permitido obtener unos resultados que, posteriormente, han sido comparados con la reconstrucción de la evolución de la esperanza de vida correspondiente a la hipótesis migratoria más alta y subregistro nulo. La gráfica 3 representa, en valores porcentuales, la magnitud de esas desviaciones. Se constata, entonces, la posibilidad de reproducir, con muy aceptable grado de aproximación, una trayectoria dada con relativa independencia del conocimiento "a priori" disponible sobre la mortalidad de la población en estudio. En este caso, la

14 Esta magnitud del 5% debe interpretarse a modo de "solución intermedia". La observación atenta del cuadro y de la simulación que lo justifica pone de manifiesto que un subregistro de tal magnitud no es el único porcentaje, inferior al 10%, que puede ofrecer una mejor aproximación a la trayectoria observada. Así, el simple desplazamiento a lo largo de la diagonal de este cuadro sugiere un conjunto gradual de niveles de saldo migratorio neto y subregistro, entre 0 y 10%, para los que sería posible una reproducción muy ajustada a la trayectoria observada; por ejemplo, para una hipótesis migratoria baja y un 7%. Sin embargo, más allá del mencionado 10%, el perfil migratorio resultante cambiaría de signo, lo que no estaría en concordancia con la información histórica disponible para la zona.

mayoría de las variaciones se mueven dentro de un intervalo del +4 al -4%. Pero, a pesar de tan reducido margen de desviación, la identificación con la pauta de evolución sugerida por el modelo no siempre resulta constante y en la misma dirección. Las crisis extremas o fuertes oscilaciones en el nivel de mortalidad entre 1810 y 1820 lo reflejan. De igual manera, el modelo Sur, el más identificable con la modalidad de mortalidad de estas localidades mediterráneas, no siempre mantiene a lo largo de todo el período la mejor representación de la misma. En algunas etapas, las estimaciones se confundirían o parecerían responder más adecuadamente a alguna de las otras pautas escogidas.

Gráfica 3
*Diferencias entre estimaciones de la esperanza de vida.
Diferentes niveles y estructuras*



Una vez debatido este último punto metodológico, parece conveniente, al alcanzar las últimas líneas de este trabajo, situar, brevemente, la plausibilidad de estos resultados también en un su contexto histórico. Así, debe indicarse cómo las características del régimen de mortalidad observadas en estas localidades se adecúan a las pautas generales conocidas de la evolución y distribución espacial de este fenómeno en la Península Ibérica en el transcurso de los siglos XVIII y XIX. En efecto, niveles en torno a los 30 años en el litoral mediterráneo a fines del Setecientos, en contraste con una más severa mortalidad en el interior y próximos a los 35

en las zonas rurales (o semirurales) en torno a 1860 no parecen valores desacordes con las estimaciones hoy disponibles (Pérez Moreda, 1988; Dopico y Rowland, 1990; Dopico, 1987). Desde la perspectiva de la historia de la población de Cataluña, la repetida constatación de la mejora histórica en los niveles de supervivencia a lo largo de las dos centurias examinadas vendría a dar una primera confirmación a las hipótesis esbozadas en su momento sobre la existencia de tales avances, particularmente a lo largo del Setecientos, y matizar otras sobre la falta de los mismos a lo largo del Ochocientos (Benavente, 1990; Nadal, 1978a; 1978b; Vilar, 1973). La relativa estabilización de la esperanza de vida sugerida por la proyección a lo largo de ese siglo no puede ocultar un avance irreversible respecto al anterior. En este mismo sentido, no resulta improbable que los cambios en el comportamiento reproductivo de la población detectados en la primera mitad de esa centuria se hayan visto acompañados de modificaciones en el régimen de mortalidad, aunque el "tempo" y, sobre todo, el sentido causal de esta relación sean, todavía, asuntos a dilucidar.

Anexo 1

Penedès: funciones de sobrevivientes de las tablas de mortalidad

Grupos edad	1675-90		1784-90		1857-64	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
0	100000	100000	100000	100000	100000	100000
1	77648	78459	79642	81117	81168	83224
5	51666	50235	55705	54824	61786	62171
10	48837	46802	53122	51818	59268	59358
15	47524	45076	51912	50280	58073	57896
20	45617	42807	50142	48231	56309	55926
25	42822	40719	47519	46316	53658	54061
30	40990	38581	45778	44324	51875	52094
35	38803	36266	43681	42132	49702	49899
40	36287	33751	41237	39705	47102	47430
45	33550	31174	38539	37166	44093	44802
50	30515	28427	35496	34399	40673	41883
55	27157	25622	31706	31229	36636	38349
60	22879	22216	27265	27456	31659	34178
65	17874	17720	21889	22567	25502	28629
70	12943	12574	16365	16665	19050	21648
75	7857	7303	10368	10202	11950	13619
80	3595	3129	5016	4662	5624	6383

Bibliografía

- BENAVENTE, J., 1990, "La minva de la fecunditat a Catalunya", *Història Econòmica de la Catalunya Contemporània*, vol. 2, Barcelona, Enciclopedia Catalana, 63-119.
- BLUM, A. y BRINGE, A., 1989, "Mortalité locale et générale en France 1670-1829", *Dynamiques et Reconstitution des Populations du Passé*, Paris.
- BRASS, W., 1974, "Sobre la escala de la mortalidad", *Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados (Selección de trabajos)*, Santiago de Chile, Celade, 137-180..
- BRASS, W. y HILL, K., 1973, "Estimating Adult Mortality from Orphanhood", *Congrès International de la Population*, III, Liège, IUSSP, 111-123.
- CAMPS, E., 1990. "Urbanización y migraciones internas durante la transición del sistema fabril: el caso catalán", *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, VIII, 2, 73-97.
- COALE, A y DEMENY, P., 1983, *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Second Edition, New York, Academic Press.
- CHARBONNEAU, H., 1970, *Tourouvre-au-Perche aux XVIIe et XVIIIe siècles. Etude de démographie historique*, Paris, Press Universitaires de France.
- DOPICO, F., 1987, "Regional Mortality Tables for Spain in the 1860s", *Historical Methods*, XX, 4, 173-78.
- DOPICO, F. y ROWLAND, R., 1990, "Demografía del Censo de Floridablanca. Una aproximación", *Revista de Historia Económica*, III, 3, 591-618.
- EWBANK, D.C., GOMEZ DE LEÓN, J.C y STOTO, M.A., 1983, "A reducible Four-Parameter System of Model Life Tables", *Population Studies*, 37, 105-127.
- HELLIGMAN, L. y POLLARD, J.H., 1980, "The Age Pattern of Mortality", *The Journal of the Institute of Actuaries*, 107, 49-80.
- HENRY, L. y BLAYO, Y., 1975, "La population de la France de 1740 a 1860", *Population*, XXX, 71-122.
- KEYFITZ, N., 1984, "Choice of Function for Mortality Analysis", VALLIN, J., POLLARD, J. y HELLIGMAN, L. (eds.), *Methodologies for the Collection of Mortality Data*, Liège, Ordina, 225-243.
- LEDERMAN, S y BREAS, J., 1959, "Les dimensions de la moralité", *Population*, 4, 637-683.
- LEE, R., 1974, "Estimating series of vital rates and age structures from baptisms and burials: a new technique with applications to pre-industrial England", *Population Studies*, XXVIII, 3, 495-512.
- McCAA, R. y VAUPEL, J.W., 1989, "How well does inverse projection perform with simulated data?". *Reconstitution of Past Populations and their Dynamics*. Paris. INED.
- McCAA, R., 1991, *Inverse Population Projection Benchmarks: England, Sweden and a Modern Standard*, Mimeo.
- MUÑOZ PRADAS, F., 1990, *Creixement demogràfic, mortalitat i nupcialitat al Penedès (segles XVII-XIX)*. Tesis doctoral. Universitat Autònoma de Barcelona.
- MUÑOZ PRADAS, F., 1991, "Nivells i tendències de la mortalitat a les localitats del Penedès (segles XVII-XIX)", *Estudis d'Història Agrària*, (en premsa).
- NADAL, J., 1978a, "La població catalana als segles XVI i XVII", *Història de Catalunya*, IV, Barcelona. Salvat, 46-64.

- NADAL, J., 1978b, "La població catalana al segle XVIII", *Història de Catalunya*. Barcelona. Salvat, 257-273.
- PÉREZ MOREDA, V., 1988, "La población de la España interior en el siglo XVIII: evolución, características y contrastes regionales", *Estudis sobre la Història de la Població del País Valencià*, I, Valencia. Edicions Alfons el Magnànim, 587-598.
- PERRENOUD, A., 1984, "Mortality Decline in its Secular Setting", BENGTSSON, T; FRIDLIZIUS, G. y OHLSSON, R., *Pre-industrial Population Change. The mortality Decline and Short-Term Population Movements*. Stockholm. Almquist and Wicksell, 41-69.
- UNITED NATIONS, 1983, *Manual X. Indirect Techniques for Demographic Estimation*, New York, United Nations.
- VILAR, P., 1973, *Catalunya dins l'Espanya moderna*, III, Barcelona. Edicions 62.