

Modelos e historia de la mortalidad: una evaluación crítica*

Francisco Muñoz Pradas

Revista de Demografía Histórica, XIX, II, 2001, segunda época, pp. 183-224

Resumen

Los modelos de mortalidad formalizan las pautas de incidencia de este fenómeno en el seno de las poblaciones humanas. Este objetivo es de interés para la demografía histórica a la vista de las dificultades existentes en la estimación de la mortalidad para las poblaciones del pasado. Este artículo propone una evaluación de dos modelos empleados en la reconstrucción de poblaciones históricas como las tablas modelo A.Coale y P.Demeny y el sistema logito de W.Brass. En él se adopta una perspectiva dinámica, mediante una ecuación lineal que relaciona las variaciones en los niveles de mortalidad con el efecto de unos denominados factores de la mortalidad. Así mismo se analiza la pauta de variación interanual de los cocientes de mortalidad en función de las variaciones interanuales del número de defunciones y de sobrevivientes. Aplicados estos procedimientos a datos de Finlandia y Francia, se exploran las semejanzas y diferencias en la reproducción de la historia de la mortalidad a partir de las series observadas y de las simuladas. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto, por una parte, las mayores limitaciones de los modelos examinados para reproducir las condiciones de mortalidad de los regímenes antiguos que de los más contemporáneos; por la otra, la nula correspondencia entre la parametrización adoptada por los modelos y la observada en las series temporales de tablas de mortalidad.

Palabras clave: Modelos de mortalidad, dinámica de la mortalidad, métodos en demografía histórica.

Abstract

Mortality models describe patterns and levels of mortality in human populations. Models are applied in historical demography because of lack of data or

(*) Este trabajo se realizó en el marco del proyecto «Historia y modelos de mortalidad» PR 94-348.

poor quality in statistical sources. This paper evaluates two kinds of mortality models: life tables created by A. Coale and P. Demeny and the Brass's logit mortality system. A dynamic approach is implemented by means of a linear equation where changes in levels of mortality are related to the behaviour of a set of mortality factors. It is also implemented an expression where inter-annual changes in probabilities of dying by age are decomposed between changes in deaths and survivors. Time series of life tables from Finland and France are analysed and the similarities and differences between observed and simulated mortality trajectories are compared. The main results show, on the one hand, more difficulties in these kind of models in simulating past than contemporary mortality dynamics and, on the other, a lack of correspondence between the parametrization adopted by the models and the main factors driving historical series of life tables.

Key words: Mortality models, mortality dynamics, methods in historical demography.

«The Human understanding is, by its own nature, prone to abstraction, and supposes that which is fluctuating to be fixed(...).It is best to consider matter, its conformation, its own action, and the law of this action or motion; for forms are a mere fiction of the human mind, unless you will call the laws of action by that name» Francis Bacon, Novum Organum, LI.

1. Introducción

En demografía histórica el uso de los modelos demográficos obedece a una finalidad meramente auxiliar. Este desempeño no hace más que estar en consonancia con uno de los propósitos centrales que ha impulsado la elaboración de los mismos. Así, modelos demográficos, hoy en día, están disponibles en una variada gama de fenómenos y proporcionan instrumentos para realizar algunas de las tareas de evaluación, corrección o simulación en las que resultan particularmente aptos. Ejemplos de estas aplicaciones pueden encontrarse, también, en diversos ámbitos de la demografía histórica.¹

1 Ejemplos de aplicaciones de modelos demográficos a poblaciones del pasado, incluyendo aquí las que son objeto de estudio por la paleodemografía, escapa a las posibilidades de enumeración en estas páginas. Una obra de conjunto reciente que muestra la utilización de diversos modelos Reher y Schofield(1993). En los manuales de demografía histórica también se incluyen algunas referencias, aunque con menor

En el caso de los modelos de mortalidad su uso en la investigación de las poblaciones del pasado varía en función de las estrategias de estimación adoptadas de las que, a grandes rasgos, pueden distinguirse dos clases. Una, directa, basada en la disponibilidad de datos que reflejan el alcance del fenómeno en la población como, por ejemplo, puede obtenerse de la reconstrucción de familias o el estudio de genealogías, a partir de las que es posible deducir la edad de los difuntos y esbozar las estructuras de la población afectada. En estos casos, aunque la información básica para obtener estimadores de la mortalidad está disponible, el carácter selectivo de los datos (procedentes de subpoblaciones) y la naturaleza truncada, en el plano temporal, de los mismos obliga al uso de modelos para llevar a cabo ajustes o correcciones finales de las estimaciones iniciales. La vía indirecta, por su parte, o no dispone o sólo de modo muy limitado, de indicios sobre datos básicos, como la estructura por edad de las muertes. En estas circunstancias, el empleo de los modelos parece obligatorio, tanto se trate de una estimación puntual en el tiempo, como de la reconstitución de una evolución dinámica del fenómeno, al modo de alguna de las técnicas de proyección retrospectiva.²

En cualquiera de estas dos vías, someramente descritas, lo que el usuario está aceptando implícitamente es que no sólo un modelo del fenómeno es factible, sino que éste captura y reproduce los rasgos básicos del mismo. Estas páginas tienen el propósito de llevar a cabo una evaluación crítica de este supuesto, particularmente en lo referente a la capacidad de algunos de los modelos de mortalidad más utilizados para reproducir la historia o dinámica temporal de este fenó-

extensión de la que se pudiera esperar, Henry y Blum (1988), Willigan y Lynch (1982), Del Panta (1994). En cuanto a las poblaciones prehistóricas la metodología tradicional ha partido de los restos arqueológicos de asentamientos humanos y de la aplicación de técnicas actuariales (véase el trabajo clásico de Ascadi y Nemeskeri (1970:Cap 2)). En las dos últimas décadas parece extenderse, en este ámbito de la paleodemografía, más el uso de modelos acompañados también de diversos ejercicios de evaluación, véase un estado de la cuestión en Meindl y Russell (1998: 389-91).

2 Estimaciones de mortalidad a partir de estructuras por edad de la población es una de las situaciones donde el auxilio de las poblaciones teóricas permite obtener algún indicador. Aplicaciones tradicionales se han basado en el uso de poblaciones estables (véase una exposición de las técnicas básicas en U.N (1983: Cap VII) y las más recientes en la generalización de las mismas o síntesis de Preston-Coale (1982)). En el caso de las técnicas de proyección retrospectiva —«inverse» (Lee 1977) o «back-projection» (Oeppen 1981)— el empleo de un modelo de mortalidad, normalmente de un solo parámetro, constituye el punto de partida del procedimiento.

meno. El hecho de circunscribir este análisis a la mortalidad ofrece la ventaja de contar con una larga y renovada tradición de discusión sobre los procedimientos disponibles para su modelización. En efecto, la búsqueda de una «ley de la mortalidad» constituye uno de los proyectos más tempranos de la demografía analítica, motivo por el que la misma historia de este empeño ha terminado por reunir una variada gama de aproximaciones y mantiene, en consecuencia, una discusión abierta tanto sobre la metodología de obtención de la mencionada ley como sobre los fundamentos sociales y biológicos que la justifican.³

2. Estrategia de análisis y metodología de evaluación

A la luz del propósito de estas páginas, la línea de argumentación adoptada es sencilla. El examen crítico que se persigue se apoya sobre una descripción formal de la dinámica de la mortalidad. A partir de ella, se seguirá el contraste entre la que se derivaría de reproducirla desde los modelos escogidos y aquella que correspondería a la mortalidad observada. La magnitud y naturaleza de las discrepancias y semejanzas entre ambas secuencias de mortalidad abrirá la vía final de evaluación. De lo escrito en estas líneas anteriores se desprende el uso equivalente de términos como «dinámica de la mortalidad» e «historia de la mortalidad». La definición de estos conceptos merece alguna consideración previa, con objeto de poder calibrar mejor el alcance de este trabajo.

Por historia, o dinámica de la mortalidad en una población, se entenderá la serie temporal de magnitudes —cuantificadas según los indicadores adoptados— relativas al nivel y a las estructuras asociadas de mortalidad. Esto es, una historia de mortalidad de una población estaría representada por la sucesión temporal de esperanzas de vida a una edad « x » (por ejemplo, al nacer) y la de los cocientes o probabilidades de morir « $(n)q(x)$ » a partir de las que aquellas esperanzas de vida se han estimado. Este juego de niveles y estructuras puede ser estudiado en un grupo de población homogéneo, como el correspondiente a una generación o, también, abordado a través de la secuencia temporal en la misma edad de individuos nacidos en diferentes años.

³ Una revisión reciente de esta historia de la búsqueda de las leyes de mortalidad en Olanshky y Carnes (1997).

En este estudio, es esta última perspectiva la adoptada, esto es, la serie temporal tiene como unidad de observación el año calendario, la mortalidad se evaluará, por tanto, desde una óptica transversal.

En términos formales, y a la vista de las anteriores consideraciones, se trata de partir de la hipótesis de que cualquier dinámica de la mortalidad puede representarse como combinación lineal de niveles y estructuras donde, a su vez, éstas podrían expresarse en función de un juego de factores a partir de los que —por operar como variables independientes— se obtendrían las estructuras y los niveles asociados propios de cada población en estudio.

$$(1) \text{ Niveles}^{(t)} = f(\text{Estructuras}^{(t)})$$

$$(2) \text{ Estructuras}^{(t)} = f(\text{Factores}^{(t)})$$

De las dos expresiones anteriores se desprendería que la evolución de los niveles de mortalidad pasaría a depender de la combinación factores de modo que:

$$(3) \text{ Niveles}^{(t)} = a\text{Fac}_{(1)}^{(t)} + b\text{Fac}_{(2)}^{(t)} + c\text{Fac}_{(3)}^{(t)} \dots + z\text{Fac}_{(k)}^{(t)}$$

Donde estos denominados «factores» ($\text{Fac}_{(k)}$) representarían los segmentos esenciales de la incidencia de la mortalidad por edad, esto es, constituirían unas «variables resumen» de las estructuras de mortalidad, de la distribución de su incidencia a lo largo de todas las edades.

Si algún rasgo resulta substancial en la descripción de la dinámica o la historia de la mortalidad, éste es el de la variabilidad temporal. El análisis de la dinámica de la mortalidad equivale al de la variación de sus niveles y estructuras y, puesto que la unidad temporal es el año calendario, se trata, en definitiva del análisis de su variación interanual. Entonces, si como indicador del nivel general de mortalidad se toma la esperanza de vida al nacer y de la estructura, los cocientes (o probabilidades) de morir, resultará que el objeto final de estudio, consistirá en evaluar la capacidad de estos últimos para reproducir la variación interanual de aquellos niveles de mortalidad. Todo ello en una aplicación y posterior comparación entre la historia simulada a partir de los modelos y la observada. La ecuación (3) quedaría, por lo tanto, en su formulación definitiva del siguiente modo:

$$(4) \text{ ve}_{(0)}^{(t,t+1)} = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta(i)\text{Fac}(i)^{(t,t+1)} + \varepsilon^{(t,t+1)}$$

Donde $ve_{(0)}^{(t,t+1)}$ representará la magnitud de la variación interanual de la esperanza de vida al nacer, estimada a partir de la transformación $\ln(e_{(0)}^{(t+1)}/e_{(0)}^t)$; de igual modo los factores $Fac(i)^{(t,t+1)}$ corresponderán a idéntica clase de manipulaciones de las variaciones interanuales de los cocientes de mortalidad $\ln({}_{(n)}q_{(x)}^{t+1}/{}_{(n)}q_{(x)}^t)$.

En esta formulación final, la ecuación (4) constituye la hipótesis central de este trabajo y el criterio para llevar a cabo la validación de los modelos de mortalidad escogidos. En la manipulación de esta ecuación debe distinguirse entre, en primer lugar, la obtención de los llamados factores explicativos de la variación de la mortalidad y, en segundo, el ajuste de la misma, con la consiguiente estimación de los coeficientes. Mientras este segundo paso nos sitúa ante un modelo lineal, para el que puede ser factible la estimación por mínimos cuadrados, el primero remite a la necesidad de un procedimiento previo que permita identificar a los factores buscados. En este punto, el Análisis de Componentes Principales (ACP) constituye una herramienta muy útil. Esta metodología del análisis factorial aplicada al estudio de tablas de mortalidad, que cuenta ya con una cierta tradición en el análisis demográfico de este fenómeno, permite reducir el total de cocientes disponibles para cada tabla de mortalidad a un número de factores resumen, normalmente asociados a un segmento representativo de la incidencia de la mortalidad por edades (mortalidad infantil, juvenil, adulta y anciana).⁴

Tanto la formulación de la ecuación (4) como la metodología de ajuste aplicada no constituyen las únicas posibles. La naturaleza temporal de los datos, y el mismo enfoque del análisis que se quiere llevar a cabo, obligarían a un estudio de la mencionada ecuación en términos de una regresión dinámica. Esto, por ejemplo, exigiría una exploración más detallada de la forma de la interrelación temporal entre la evolución de los factores y las esperanzas de vida. En cualquier caso, son aspectos más ligados a la modelización de la dinámica de la mortalidad y se alejan del objetivo de estas páginas.⁵

4 Referencias básicas de las aplicaciones del análisis factorial a tablas de mortalidad son los trabajos de Lederman y Breas (1959) Bourgeois-Pichat (1990, original 1963). Tablas modelo elaboradas con esta metodología son las de Lederman (1960) y las de Naciones Unidas (U.N. 1982). En estas últimas, el estudio de diferentes metodologías alternativas para la construcción de tablas confirmó al ACP como aquella que mejor minimizaba los errores en la reproducción de los datos originales, véase la presentación técnica de Helligman (1984).

5 El principal inconveniente derivado del planteamiento adoptado en la ecuación (4) se hará evidente en la presencia y control de la correlación serial en las ecuaciones

Al tratarse de la aplicación en esta ocasión a series temporales de cocientes de mortalidad —de sus variaciones interanuales—, el análisis de componentes principales (ACP) ofrece la ventaja de aislar, al mismo tiempo, los factores característicos del conjunto de las tablas de mortalidad estudiadas con la magnitud de la oscilación temporal de cada factor. Así se constataría como, a través del ACP, cada fluctuación de los cocientes de mortalidad se estimaría según la siguiente expresión lineal:

$$(5) {}_n vq_x^{(t,t+1)} = a_{(x,1)}^{(t,t+1)} \text{FAC}_{(x,1)} + a_{(x,2)}^{(t,t+1)} \text{FAC}_{(x,2)} + \dots + a_{(x,k)}^{(t,t+1)} \text{FAC}_{(x,k)}$$

En ésta se indica que cada variación interanual de la mortalidad ${}_n vq_x^{(t,t+1)}$ de un grupo de edad determinado, puede obtenerse como la combinación de un conjunto de «k» factores «F», denominados «cargas factoriales», que describen una pauta de variación estructural de la mortalidad según la edad, pero *independiente del tiempo*, y unos coeficientes asociados «a», denominados «puntuaciones factoriales», que vienen a ponderar el peso de tales factores según la edad para *cada año del período analizado*. En otros términos, esta expresión pone de manifiesto que la reconstrucción de una serie temporal de cocientes de mortalidad puede hacerse en términos de otra serie de puntuaciones factoriales asociada a cada uno de los «k» factores —fijos— que el ACP proporciona.⁶ Una de las propiedades de esta metodología del análisis factorial, que conviene recordar aquí, es la que permite que el comportamiento representado por cada factor sea estadísticamente independiente uno del otro.⁷ La principal limitación presente en la aplicación del ACP a las series de cocientes de mortalidad es la derivada de la existencia de una tendencia temporal. Si no se realizara transformación alguna, resultaría intuitivo que el primer factor retenido debería corresponder a su efecto, puesto que es en torno a esa trayectoria que se encontraría organizada la pauta de evolución de los cocientes.⁸

ajustadas, véase nota 31. Un ejercicio de modelización con regresiones dinámicas de las series de Finlandia y Francia en el siglo XIX muestra una naturaleza temporal más compleja con la presencia de distintas modalidades de retardos (Muñoz 1995).

6 Una interpretación del mismo tenor de la ecuación y estimadores obtenidos en el ACP de datos de mortalidad puede encontrarse en S. Mitra y M. Levin (1993).

7 Esta propiedad favorece que en la estimación por mínimos cuadrados de la ecuación (4) no interfieran problemas derivados de la posible dependencia lineal —multicolinealidad— entre las variables independientes.

8 Esta situación puede ilustrarse para el caso en el que existe una relación lineal perfecta entorno a una tendencia de tipo aditivo. Así sea una matriz (m x n) de observaciones X donde cada elemento de la correspondiente columna se obtiene a partir del situado en la columna anterior y el factor de tendencia «k» de modo que $x_{ij+1} = x_{ij} + k$. La matriz de varianzas y covarianzas S generada durante el ACP se verifica que

El planteamiento de la ecuación (4), aunque concentra el criterio de validación entre la historia «modelada» y la «observada», no la agota, puesto que también interesa extender la comparación a las series de cocientes de mortalidad obtenidas por uno u otro camino. En este punto, parece necesario disponer de otro tipo de criterio complementario desde el que llevar a cabo la comparación y que no dependa de una hipótesis previa. Puesto que aquello que se está evaluando es la variación interanual en los cocientes de mortalidad, puede ser conveniente recordar que toda probabilidad de morir en una tabla de mortalidad expresa el resultado de un cociente entre las defunciones y los sobrevivientes. En consecuencia, puede pensarse que las mencionadas tasas interanuales de variación también representarán las correspondientes variaciones en las magnitudes del numerador y el denominador que las componen. Así, sí se parte de la siguiente identidad:

$$\ln\left(\frac{nQx^{t+1}}{nQx^t}\right) = \ln\left(\frac{(nDx/lx)^{t+1}}{(nDx/lx)^t}\right)$$

y se pasa a expresar los respectivos cocientes entre defunciones $\frac{nDx}{l_x}$ y sobrevivientes $\frac{1}{l_x}$ como producto entre dos probabilidades no condicionales:

$$\ln\left(\frac{(nDx/lx)^{t+1}}{(nDx/lx)^t}\right) = \ln\left(\frac{(nDx/l_0)^{t+1} \times (1/(l_x/l_0))^{t+1}}{(nDx/l_0)^t \times (1/(l_x/l_0))^t}\right)$$

después de las correspondientes simplificaciones se obtiene:

$$(6) \quad \ln\left(\frac{nQx^{t+1}}{nQx^t}\right) = \ln\left(\frac{nDx^{t+1}}{nDx^t}\right) + \ln\left(\frac{l_x^t}{l_x^{t+1}}\right)$$

$s_{ij} = s_{i+1, j+1} = \dots = s_{i+n, j+k} = s$, esto es, que todas las varianzas y covarianzas son idénticas entre sí. Este resultado es consecuencia de la matriz de medias empleada en la obtención de la matriz S , donde también se verifica igual dependencia lineal que en la matriz de observaciones tal que $\bar{x}_{i+1} = \bar{x}_i + k$. El hecho de que todos los elementos de la matriz S sean idénticos permite obtener una nueva matriz S' compuesta únicamente por valores iguales a la unidad. Dado que el determinante de tal matriz será igual a cero, se verifica que uno y sólo uno de los n valores propios correspondientes a la matriz S' — λ_1 — será distinto de cero. Dado que una propiedad de los valores propios es que $\Sigma^2 = \text{tr}(S')$, se seguirá que el único valor no igual a cero será $\lambda_1 = \text{tr}(S')$ por lo que la varianza explicada por el mismo comprenderá el cien por cien de la variabilidad de las observaciones analizadas.

Una formulación final que descompone la «tasa» o variación inter-anual de los cocientes de mortalidad en una suma de las variaciones de defunciones y sobrevivientes.⁹ Como es obvio el comportamiento de los miembros de esta identidad varía según la edad y el régimen de mortalidad. A grandes rasgos, la interpretación de sus resultados debe tener en cuenta que cuando la mortalidad disminuye se espera que la variación de las probabilidades de morir sea de signo negativo, al igual que las defunciones, mientras que en la relativa a los sobrevivientes se debería observar un aumento de los mismos. Lógicamente, en una fase de alza de la mortalidad, el comportamiento sería el opuesto al anterior.

El planteamiento de la expresión (6) permite disponer de un criterio adicional de comparación entre la historia modelada y la observada. Calibra si magnitudes en los cocientes de mortalidad muy próximas entre sí responden a una composición en su numerador y denominador también muy cercanas. Además, al tratarse de cocientes o grupos de edad, será posible estudiar de forma comparativa la evolución de las pautas de mortalidad según esta variable. Esta aproximación para que sea más útil demandará, sin embargo, poder disponer de otro indicador que permita evaluar el *conjunto de la estructura*. En este punto se utilizará el parámetro U propuesto por J. Anson(1992).¹⁰

En definitiva, el escrutinio crítico de los modelos de mortalidad pasará por la realización de tres etapas bien delimitadas, a saber: en primer lugar, obtener y comparar los factores resumen de las estructuras de mortalidad observadas y generadas a partir de los modelos; en segundo, estudiar la variabilidad temporal de las estructuras y, finalmente, verificar la hipótesis dinámica que relaciona niveles y factores tanto en la historia observada como simulada de la mortalidad. Parece, pues, necesario mostrar qué modelos y qué datos constituirán la base de este estudio.

9 Nótese que en el segundo sumando la variación es del año anterior «t» respecto al posterior «t+1» y no a la inversa, de «t+1» respecto a «t» como sucede en las defunciones.

10 La formulación del parámetro de J. Anson es $(25)p(35)/((20)p(15))^2$ donde $p(x)$ simboliza la probabilidad de sobrevivir entre la edad x y $x+n$. Una propiedad interesante de este indicador es que permite una medición de la estructura de la mortalidad con independencia del nivel.

3. Modelos e historias de mortalidad evaluadas

Los modelos de mortalidad justifican su existencia, como se ha recordado antes, sobre la base de la búsqueda de la denominada «ley de mortalidad». Un enfoque tradicional en la historia de la demografía ha tendido a subrayar la naturaleza meramente biológica de la misma, a postular, en definitiva, que tal ley existe para todo tiempo y lugar y, además, compartida con otras especies animales. Sin embargo, también se ha puesto de manifiesto con el estudio del fenómeno, que éste no responde meramente a un conjunto de causas endógenas sino que también operan otras de origen exógeno. En este sentido, los cocientes de mortalidad no sólo expresan la actuación de un determinado proceso orgánico sino, también, ambiental y, además, la influencia de ambos componentes parece difícil de separar.¹¹ Desde el planteamiento de este trabajo, si los modelos capturaran únicamente el peso de unos factores puramente endógenos, carecería de sentido intentar evaluar su capacidad para reproducir la dinámica temporal que, por definición, debe responder a un componente exógeno o ambiental.

En términos formales, la representación de la mencionada «ley de mortalidad» suele resolverse en expresiones que establecen una modalidad de relación entre un grupo de variables dependientes y otro de independientes. En este caso, del tipo $q(x) = f(a, b, c, \dots, k)$, donde $q(x)$ son los cocientes de mortalidad por edad (y sexo) de una población determinada y «a», «b», «c».....«k» remite a los parámetros de la función «f» que se ajusta a los datos. La forma específica de dicha función constituye la propuesta concreta del investigador¹² y, una vez elegida una especificación concreta, el paso siguiente se orienta a la estimación del juego de parámetros propuesto. El problema, entonces, no sólo se centra en poder disponer de una metodología válida para calcular el valor de dichos parámetros sino, también, en que resulten susceptibles de interpretación demográfica. Este planteamiento general es compartido por las tres grandes aproximaciones existentes a la hora de obtener una representación formal del fenómeno: los modelos actuariales, las tablas modelo y los modelos relacionales. Los primeros representan

11 Una discusión sobre el significado y existencia de las leyes de mortalidad y la naturaleza de las mismas en Carnes, Olshansky y Grahn (1996).

12 Una panorámica y discusión de las diferentes expresiones funcionales en Keyfitz (1984).

los esfuerzos pioneros por ofrecer una descripción analítica de la incidencia de la mortalidad en una población humana. Entre los más clásicos se encuentra la función de Gompertz, que expresa a través de una función de naturaleza exponencial el aumento del riesgo de morir con la edad en la población adulta. La segunda aproximación, parte del estudio de la experiencia observada de la mortalidad en un amplio conjunto de poblaciones y en el desarrollo de una metodología que busca las pautas comunes para, finalmente, poder extrapolarlas hacia niveles y estructuras de mortalidad desconocidas o conocidas de manera deficiente. El tercer tipo de modelos, se asienta en la utilización de funciones estadísticas y explora las analogías existentes entre algunas de sus propiedades con los procesos observados en las poblaciones humanas.

Este artículo someterá a evaluación dos tipos de modelos, por un lado, de la clase de las tablas modelo, las elaboradas por A. Coale y P. Demeny (1983) y, por el otro, de los modelos relacionales, el sistema logito de mortalidad propuesto por el profesor W. Brass (1971).¹³ Esta elección se fundamenta en su frecuente utilización, particularmente las tablas Coale y Demeny, por los historiadores de la población, tanto en metodologías ceñidas específicamente a la estimación de la mortalidad como en otras de carácter más general (por ejemplo, las de reconstrucción agregada).

No es este el lugar para una exposición detallada de las características de los dos modelos elegidos. Sin embargo, puede ser oportuno recordar algunos aspectos que facilitarán la comprensión de

13 Aunque no se discutan las limitaciones de los modelos actuariales en la representación de la dinámica de la mortalidad, sí puede observarse aquí que el principal origen de las mismas proviene de la misma especificación funcional que adoptan. Esta sería la situación de uno de los más difundidos como el propuesto por L. Helligman y J. Pollard (1980). Este contiene ocho parámetros correspondientes a todos los segmentos principales de edad (infancia, juventud, vida adulta y vejez). Cuando se han estimado para series temporales de tablas de mortalidad permiten observar como, dada la interdependencia funcional entre las mortalidades por edad, la trayectoria de algunos parámetros siguen tendencias, aunque de signo inverso, son complementarias (por ejemplo, la de la mortalidad en la niñez, que disminuye, y de la vejez, que aumenta a lo largo de la transición de la mortalidad). La existencia de tal interdependencia introduce, en consecuencia, una necesaria simplificación en el número de parámetros necesarios para describir la evolución temporal. De otro modo, los modelos dinámicos ajustados deben presentar una clara «sobreparametrización». Este tipo de inconveniente puede apreciarse en el análisis de la evolución de la mortalidad norteamericana en el siglo XX realizado por R. McNown y A. Rogers (1989).

los resultados presentados más adelante. Así, en lo que concierne a las tablas modelo Coale y Demeny, puede empezar por señalarse que para su elaboración se partió de la experiencia de la mortalidad conocida y registrada en un conjunto de tablas de mortalidad contemporáneas de países correspondientes a diversas regiones del mundo, con un mayor peso de los situados en la Europa Occidental. A partir de los resultados de un análisis clasificatorio de los materiales reunidos, se apreció la existencia de un conjunto de cuatro pautas básicas de mortalidad distinguidas según su procedencia geográfica: Norte, Sur, Este y Oeste. El ajuste de unas ecuaciones de regresión, tomando como única variable independiente la esperanza de vida a los diez años ($e(10)$), permitió obtener los coeficientes a partir de los que, por extrapolación, se fueron generando el total de tablas que para las cuatro familias cubren una experiencia de la mortalidad situada «grosso modo» entre los 20 y los 80 años.¹⁴

En el caso del modelo de mortalidad de Brass, la naturaleza de su enfoque puede entenderse a partir de la analogía entre determinadas funciones estadísticas que describen algunos procesos biológicos experimentales, como el de dosis-respuesta a la acción de determinada droga, y el comportamiento de la mortalidad. En este punto el profesor Brass observó la semejanza entre una función de naturaleza logística que describe la distribución de las muertes en las pruebas de bio-ensayo, con la forma de la función de sobrevivencia de una tabla de mortalidad. A partir de esta circunstancia, y mediante la manipulación de dicha función, puede establecerse entre las series de sobrevivientes de diversas tablas de mortalidad una relación lineal de dependencia. El correspondiente ajuste de la ecuación de una recta y la estimación de sus dos parámetros (alfa y beta) constituye el objetivo final del procedimiento. El parámetro alfa se suele interpretar como indicador de nivel, mientras que el beta se asocia a la estructu-

14 La exposición detallada de la metodología de elaboración de estas tablas se encuentra en Coale y Demeny (1983: 9-28). Descripciones abreviadas se presentan en Livi Bacci (1983: 396-98) y el Manual X de Naciones Unidas (UN 1983: 10-11). En la edición de 1983, la base de datos utilizada por Coale y Demeny comprendía 326 tablas, de las 206 correspondían a poblaciones europeas. Entre estas últimas, 183 eran posteriores a 1870 y pertenecían plenamente al siglo XX 120 de las mismas. Las esperanzas de vida al nacer más bajas correspondían a Bavaria 1878, con 33,4 años, para los hombres y a Italia 1876-87, con 35,5 años, para las mujeres (según la información proporcionada por Preston et al (1993).

ra de la mortalidad y, en concreto, con la evolución de la relación entre la sobrevivencia a edades adultas e infantiles. En este enfoque no existe, por tanto, una tabla modelo como tal, sino que cualquier tabla de mortalidad puede desempeñar este papel. En este sentido, el profesor Brass propuso un estándar general de mortalidad con la finalidad de poder disponer de una pauta única en las aplicaciones del sistema logito.¹⁵

Estos dos modelos, fruto de su amplia utilización, ya han sido sometidos a diversas evaluaciones y puesto que estas páginas pretenden llevar a cabo una nueva, aunque sea de forma breve, parece recomendable recordar el contenido de algunas de las principales observaciones críticas hechas en su momento.

En relación a las tablas Coale y Demeny las limitaciones señaladas pueden reunirse en dos grupos. Uno tiene que ver con la metodología de confección de las tablas. En concreto se trata de la naturaleza uniparamétrica de las regresiones ajustadas a los datos y de la extrapolación efectuada para obtener niveles de mortalidad no representados en las tablas históricas de referencia. Aquí, la excesiva rigidez de las estructuras en la descripción de la secuencia de cambios de los niveles de mortalidad y la dificultad para capturar pautas extremas de mortalidad figuran entre los aspectos más señalados.¹⁶ El otro grupo tiene que ver con las limitaciones derivadas de la representatividad geográfica y cronológica de las cuatro familias regionales de la mortalidad. En lo que respecta a la primera, la mayor evidencia proviene del análisis comparativo con poblaciones no occidentales, tanto las de mayor como las de menor

15 Una exposición completa de este modelo se encuentra en Brass (1971). Presentaciones más abreviadas en Livi Bacci (1993: 399-404) y United Nations (1983: 17-18). El modelo establece una relación lineal entre los logitos de las funciones de sobrevivencia de dos tablas de mortalidad, donde una constituye el estándar o modelo, según la expresión :

$Y(x) = \alpha + \beta Y^*(x)$, donde $Y(x)$ es igual a $(0,5 * \ln((1-lx)/lx))$ y $Y^*(x)$ al mismo tipo de transformación por ahora para la mortalidad considerada modelo.

16 La dificultad para discriminar entre familias de las tablas Coale Demeny en condiciones de alta mortalidad ($e(0)$ menor de 30 años) ha sido señalada por Wunsch (1984). Otra evaluación de la utilidad de estas tablas en poblaciones de mortalidad extrema y la propuesta de unas tablas alternativas en Preston et al. (1993). Un breve examen sobre las discrepancias entre las pautas de cambio en las estructuras de mortalidad de poblaciones históricas y de las tablas modelo Coale y Demeny en F. Muñoz (1991).

tamaño.¹⁷ En cuanto a la segunda, responde a la dificultad para sostener la continuidad temporal de la mortalidad observada de un país dentro de la misma familia regional.¹⁸ En el sistema logito de Brass, un punto central de la discusión ha sido el relativo al número de parámetros y al significado demográfico de los mismos. Esta ha partido de la interpretación a dar a las magnitudes de los coeficientes alfa y beta en la ecuación del modelo y su capacidad para capturar el comportamiento global de la mortalidad a lo largo de las diferentes edades.¹⁹

En lo que concierne a los datos, y a tenor del planteamiento adoptado, deben cumplir el doble requisito de presentar series temporales de niveles y estructuras de mortalidad —de tablas de mortalidad—, y de corresponderse con regímenes de mortalidad diversos, al menos, con uno tradicional y otro en transición. La disponibilidad de este tipo de información es limitada, pero existen materiales para Finlandia y Francia (gráfica 1). En el primer país, permiten estudiar el comportamiento de unas pautas de mortalidad pre-transicionales puesto que

17 La incompatibilidad entre alguna de las tablas regionales —particularmente el modelo Oeste— y la mortalidad observada en algunas sociedades ya se puso en evidencia con el examen de las pautas de mortalidad de poblaciones del sudeste asiático (véase N. Goldman 1980) y, posteriormente, con las que se reunieron en la elaboración de las tablas de N.U. para los países en desarrollo (U.N. 1982). Idéntico problema apareció en la comparación de pequeñas poblaciones en algunos estudios antropológicos (por ejemplo, P. Leslie y T. Gage (1989). Que las cuatro familias definidas en un principio no tenían garantizada su estabilidad temporal, quedó reconocido en la revisión ulterior de las tablas, donde se postuló la convergencia del conjunto de las mismas a las estructuras representadas por el modelo Norte (A. Coale y G. Guo (1983)).

18 Véase la discusión sobre la historia de la mortalidad inglesa anterior al siglo XVII (D. Loschky y S. Childers 1993). También se ha observado como para la misma época la estructura de mortalidad masculina y femenina es representada por dos familias regionales distintas, como en el estudio de los pioneros canadienses (Charboneau et al. 1987: 133-34).

19 Las dificultades para asignar a los dos parámetros del modelo una interpretación demográfica ya fue señalada en su exposición del modelo por el profesor Brass, donde se observa la interdependencia entre ambos (1973, 145-46). Sin embargo, en presentaciones posteriores se relacionó el comportamiento de alfa con el nivel y el de beta con la relación entre los cambios de la mortalidad en la edad adulta y la infancia (Hill y Trussel 1977). Algunas de las extensiones del mismo han explorado la viabilidad de añadir parámetros complementarios para capturar mejor los cambios de mortalidad a lo largo de la distribución por edades (véase los planteamientos de D.C. Ewbank et al. (1983) y de B. Zaba (1979). Un ensayo para dotar de contenido al modelo logito en un contexto de cambio y evolución de la mortalidad es el realizado por S. Vassin (1994).

entre 1751 y 1864 la esperanza de vida al nacer se mantiene en torno a un valor medio de 36 años.²⁰ En cuanto a Francia, las series de cocientes cubren una cronología más dilatada, de 1806 a 1969, y pueden considerarse representativos de una pauta clásica de transición de la mortalidad.²¹ A lo largo del siglo XIX la esperanza de vida al nacer en término medio pasa de los 38 a los 43 años, mientras que en el siglo XX ya alcanza los 68 años cuando en torno a 1900 se situaba en los 45 años. Dada las diferencias en la magnitud de los incrementos como en los niveles de partida, ambos siglos serán analizados de forma independiente a lo largo de este trabajo. En el caso de mortalidad francesa entre 1899 y 1969, las guerras mundiales suponen la presencia de dos episodios de crisis de mortalidad, de manera particular en la Primera Guerra Mundial. Esta circunstancia comportará que, en algunos casos, deba duplicarse el análisis con la intención de controlar los posibles efectos distorsionadores de aquella fluctuación extraordinaria sobre los niveles de mortalidad.

La aplicación de estos modelos a los datos de Finlandia y Francia se ha hecho del siguiente modo. En cuanto a las tablas Coale-Demeny se han interpolado, tomando como parámetro de entrada la esperanza de vida a los 10 años, en las familias Norte, Sur y Oeste, generando las correspondientes series simuladas de cocientes de mortalidad. La elección de estas tres familias ha venido dictada por el interés de evaluar las diferencias internas entre pautas regionales dispares. Mientras las tablas de Finlandia y Francia se integraron en el grupo de las utilizadas para construir las de la familia Oeste,²² las del Norte y el Sur ofrecen perfiles de mortalidad bien distintos, tanto en segmentos de edad infantiles y juveniles como en la de la población adulta mayor de 50 años.

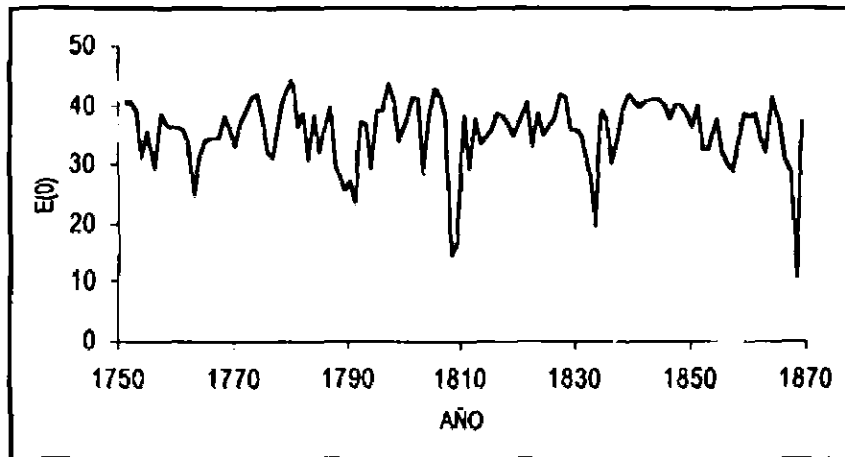
20 Las tablas de mortalidad de Finlandia se han elaborado a partir de las series de cocientes publicada por O.Turpeinen (1979), aplicando la metodología convencional en la construcción de las mismas. La estabilidad de la mortalidad en el largo plazo entre aquellas fechas en torno a los 36 años no difiere del promedio de esperanzas de vida masculina y femenina estimada recientemente en una reconstrucción de las tablas finlandesas a partir de S. Kannisto, O.Turpeinen y M.Nieminen (1999).

21 Agradezco a Jacques Vallin el permiso para utilizar los cocientes de mortalidad de las tablas francesas del siglo XIX elaboradas conjuntamente con France Mesle (Mesle y Vallin 1989). Los correspondientes al siglo XX provienen de su estudio sobre la mortalidad por generaciones (J. Vallin, 1973).

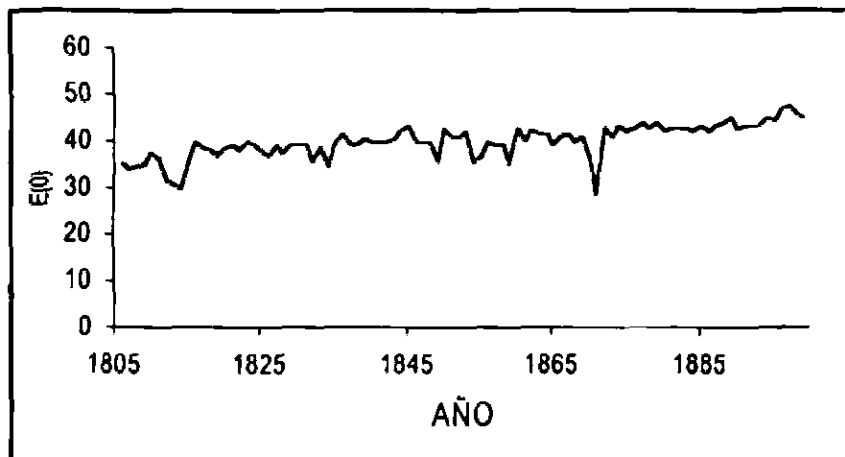
22 En el caso de Finlandia, se advierte que no todas las tablas de mortalidad se utilizaron dada la elevada incidencia de la tuberculosis y su efecto en la estructura de la mortalidad por edad (Coale y Demeny, 1983:12).

GRÁFICA 1

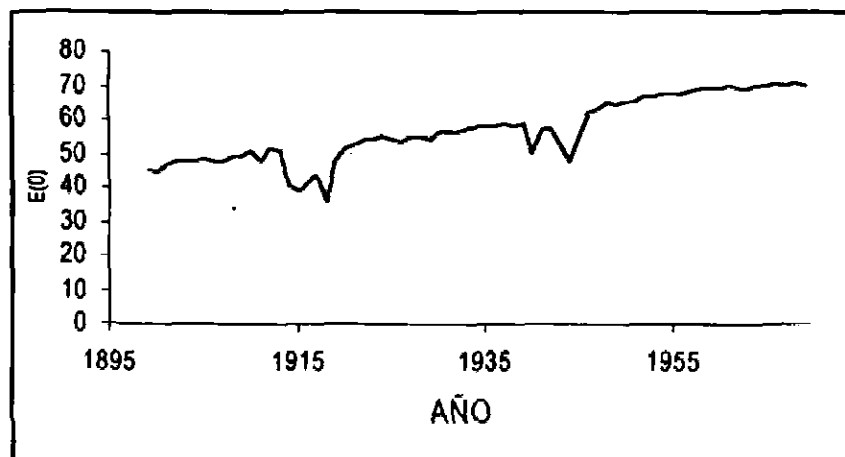
Finlandia 1751-1869. Evolución de la esperanza de vida al nacer



Francia 1807-1899. Evolución de la esperanza de vida al nacer



Francia 1899-1969. Evolución de la esperanza de vida al nacer



FUENTE: Elaboración propia a partir de datos en notas 20 y 21.

En el caso del sistema logito se ha empleado como tabla modelo el estándar de mortalidad de Brass para las mortalidades de los siglos XVIII a finales del XIX y la modificación del mismo sugerida por S. Vassin (1994), para la Francia del siglo XX.²³ Se ha procedido a ajustar las transformaciones logito de las series observadas de mortalidad a la tabla modelo y, a partir de los parámetros alfa y beta estimados, se han generado las nuevas series simuladas de cocientes de mortalidad. En suma, para cada una de las tres series en estudio (una de Finlandia y dos de Francia) se disponen de 4 series simuladas a partir de los modelos escogidos (tres corresponden a las tablas modelo de Coale y Demeny y una al sistema de mortalidad de Brass).

4. Análisis de resultados (I): Los factores obtenidos en el ACP

En los cuadros 1 y 2 se presentan los resultados del análisis de componentes principales (ACP) aplicado a las series de variaciones interanuales de los cocientes de mortalidad de Finlandia y Francia. En el primero se reúnen el número de factores retenido, la proporción de la varianza explicada por cada uno de ellos y la acumulada por su conjunto; en el segundo se presentan las matrices de componentes rotados asociadas a cada uno de aquellos factores.²⁴

CUADRO 1

Factores y proporción de varianza explicada en el ACP

<i>Factores</i>	<i>Finlandia</i>	<i>Francia XIX</i>	<i>Francia XX</i> <i>(Sin PGM)</i>	<i>Francia XX</i>
Factor 1	66,71	68,24	57,76	60,5
Factor 2	14,60	15,18	18,79	16,9
Factor 3	9,46	6,29	7,82	9,0
Factor 4	5,58	6,96		
Acumulado	90,77	95,30	91,33	86,5

FUENTE: Elaboración propia.

²³ La modificación permite alcanzar una esperanza de vida al nacer de 65 años más acorde con la experiencia de la mortalidad francesa en el siglo XX.

²⁴ Los factores se han extraído mediante el método de componentes principales y la rotación factorial se ha ejecutado con el método Varimax.

CUADRO 2
Matriz de componentes rotados

Finlandia 1751-1869				Francia 1899-1969				
Edad	Factor1	Factor2	Factor3	Edad	Factor1	Factor2	Factor3	Factor4
(1)Q(0)	0,337	0,785	0,123	(1)Q(0)	0,230	0,121	-0,071	0,917
(4)Q(1)	0,165	0,958	0,078	(4)Q(1)	0,088	0,305	0,324	0,855
(5)Q(5)	0,203	0,936	0,053	(5)Q(5)	0,069	0,549	0,613	0,481
(5)Q(10)	0,380	0,874	0,101	(5)Q(10)	0,115	0,558	0,634	0,392
(5)Q(15)	0,625	0,689	0,100	(5)Q(15)	0,147	0,917	0,135	0,007
(5)Q(20)	0,804	0,432	0,157	(5)Q(20)	0,172	0,947	0,077	0,171
(5)Q(25)	0,853	0,335	0,182	(5)Q(25)	0,179	0,921	0,217	0,214
(5)Q(30)	0,905	0,228	0,166	(5)Q(30)	0,203	0,910	0,269	0,186
(5)Q(35)	0,890	0,261	0,272	(5)Q(35)	0,215	0,814	0,491	0,155
(5)Q(40)	0,885	0,236	0,295	(5)Q(40)	0,246	0,649	0,687	0,084
(5)Q(45)	0,900	0,234	0,261	(5)Q(45)	0,491	0,319	0,621	0,048
(5)Q(50)	0,884	0,299	0,114	(5)Q(50)	0,264	0,209	0,811	0,421
(5)Q(55)	0,894	0,288	0,118	(5)Q(55)	0,704	0,105	0,619	0,001
(5)Q(60)	0,811	0,166	0,426	(5)Q(60)	0,852	0,137	0,458	0,060
(5)Q(65)	0,587	0,187	0,773	(5)Q(65)	0,921	0,110	0,265	0,167
(5)Q(70)	0,301	0,091	0,947	(5)Q(70)	0,951	0,173	0,153	0,130
(5)Q(75)	0,116	0,057	0,979	(5)Q(75)	0,944	0,125	0,019	0,107
				(5)Q(80)	0,941	0,130	0,048	0,088
				(5)Q(85)	-0,792	-0,437	-0,213	-0,071

Francia 1806-1899					Francia 1899-1969 (Sin efectos de la Primera Guerra Mundial)			
Edad	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Edad	Factor1	Factor2	Factor3
(1)Q(0)	0,156	0,331	0,184	0,828	(1)Q(0)	0,127	0,168	0,910
(4)Q(1)	0,250	0,061	0,247	0,900	(4)Q(1)	0,441	0,141	0,810
(5)Q(5)	0,436	0,029	0,368	0,773	(5)Q(5)	0,854	0,188	0,281
(5)Q(10)	0,476	0,084	0,376	0,727	(5)Q(10)	0,843	0,236	0,189
(5)Q(15)	0,231	0,120	0,849	0,259	(5)Q(15)	0,907	0,231	0,067
(5)Q(20)	0,239	0,222	0,887	0,205	(5)Q(20)	0,855	0,162	0,256
(5)Q(25)	0,417	0,150	0,819	0,327	(5)Q(25)	0,916	0,204	0,235
(5)Q(30)	0,620	0,111	0,677	0,359	(5)Q(30)	0,895	0,282	0,189
(5)Q(35)	0,691	0,110	0,590	0,365	(5)Q(35)	0,918	0,350	0,029
(5)Q(40)	0,764	0,127	0,481	0,379	(5)Q(40)	0,848	0,438	-0,140
(5)Q(45)	0,809	0,176	0,383	0,380	(5)Q(45)	0,464	0,677	-0,123
(5)Q(50)	0,833	0,220	0,334	0,354	(5)Q(50)	0,520	0,477	-0,251
(5)Q(55)	0,840	0,302	0,303	0,313	(5)Q(55)	0,346	0,841	-0,137
(5)Q(60)	0,819	0,421	0,253	0,240	(5)Q(60)	0,316	0,921	0,019
(5)Q(65)	0,789	0,532	0,208	0,173	(5)Q(65)	0,221	0,934	0,187
(5)Q(70)	0,707	0,632	0,183	0,149	(5)Q(70)	0,206	0,941	0,197
(5)Q(75)	0,564	0,779	0,165	0,120	(5)Q(75)	0,127	0,904	0,231
(5)Q(80)	0,396	0,897	0,140	0,113	(5)Q(80)	0,156	0,913	0,200
(5)Q(85)	0,198	0,962	0,112	0,102	(5)Q(85)	-0,324	-0,851	-0,115

FUENTE: Elaboración propia

Una primera característica a destacar de estos valores es la relativa semejanza observable en el conjunto de los mismos, con independencia de la época y régimen de mortalidad que representan. Así se aprecia, por un lado, la coincidencia en el número de factores retenidos que contribuyen a explicar entorno al 90 por ciento de la varianza, incluso con un peso, en el primero y segundo factor, también muy cercano en las diferentes épocas, que supone más del 75 por ciento de la varianza total. Por el otro, la asociación de esos factores a las pautas de variación en, al menos, tres segmentos diferenciados de edad: la mortalidad adulta, la infantil o juvenil y la propia de la vejez. De modo que, en el conjunto de los períodos analizados, el primer factor retenido suele estar asociado con aquel primer segmento de edad adulta mencionado.

Aquello que, sin embargo, representa la diferencia más visible en estos resultados tiene que ver con el distinto modo en que se combinan respecto a los componentes retenidos. En la dinámica del régimen de mortalidad tradicional —la Finlandia del siglo XIX—, el primer componente se asocia a los riesgos de mortalidad en la edad adulta hasta los 64 años, mientras el segundo lo hace a la mortalidad por debajo de los 20 años, con una mayor correlación en las edades comprendidas entre el primer y el décimo aniversario. En la Francia del siglo XIX, si bien el primer componente continúa unido a la mortalidad adulta, ahora lo hace a edades más avanzadas que en el caso finlandés, entre los 30 y los 74 años; sin embargo, el segundo está determinado por su fuerte asociación con la mortalidad en la vejez, mientras el tercero y cuarto se aproximan a la mortalidad infantil y juvenil, respectivamente. En estos dos últimos, son los grupos de edad por debajo de los 5 años y los situados entre los 15 y los 29 años, los que reúnen las magnitudes de las cargas factoriales más elevadas. En lo que respecta a la dinámica de la mortalidad en el siglo XX, los valores del cuadro 2 muestran cómo, en el mismo país, el primer componente se relaciona ahora con las transformaciones en la mortalidad por encima de los 55 años y el segundo con edades juveniles y adultas centrales. Si bien la fragmentación del tercer componente mostraría que sería un muy amplio segmento de edades, de los 5 a los 54 años, el unido al segundo gran eje de evolución de la mortalidad en esta centuria; por último, la mortalidad infantil continuaría conservando su lugar diferenciado. El número de factores retenidos se simplifica de cuatro a tres cuando se elimina el efecto de la Primera Guerra Mundial; fruto de esta reducción

es la presencia de un único componente relacionado con la mortalidad adulta frente a los dos obtenidos a partir de toda la serie de cocientes.²⁵

Para llevar adelante la evaluación comparativa que se propone este trabajo debe obtenerse la secuencia de factores que generaría la dinámica simulada a partir de los dos modelos escogidos: tablas Coale-Demeny y sistema logito. Aquí la naturaleza de dichos modelos condiciona abiertamente los resultados. En efecto, el cuadro 3, donde se presenta el número de factores y la proporción de varianza explicada, permite constatar como el número de factores retenidos coincide con el de parámetros de cada modelo. Así en el caso de las tablas modelo, basta uno solo, en el seno de una familia, para generar la serie simulada. En esta ocasión se ha escogido la familia Oeste para Finlandia y tal parámetro resulta responsable del 99 por ciento de la variación, idénticos valores se obtienen para el resto de familias y épocas y que, como es obvio, no es necesario mostrar aquí. En cuanto al sistema logito de mortalidad, se han obtenido los dos parámetros que dan cuenta, también, del 99 por ciento de la varianza.

CUADRO 3

Factores y proporción de la varianza explicada en los modelos

Modelo	Coale-Demeny Oeste Finlandia XIX	Logito		
		Estandar general Brass		
Factores		Finlandia XIX	Francia XIX	Francia XX
Factor 1	99,17	87,36	88,21	85,64 (81,69)
Factor 2		12,42	11,76	14,24 (18,23)
Acumulado		99,78	99,97	99,88 (99,91)

FUENTE: Elaboración propia. Entre paréntesis, resultados sin PGM en Francia.

25 En la lectura de los resultados del análisis factorial debe recordarse que siempre corresponden a pautas de variación de cocientes de mortalidad sin tendencia. Por tanto, no debe sorprender que el segmento de mortalidad infantil no tenga mayor peso, a diferencia de su papel relevante en la disminución de la mortalidad durante los primeros estadios de la transición. Aún así, no puede pasarse por alto que sea el componente de la mortalidad adulta el que retenga una parte significativa de la variabilidad interanual de los cocientes de mortalidad en las tres historias de mortalidad analizadas.

CUADRO 4
Matriz de componentes rotados del modelo logito

Finlandia 1751-1869			Francia 1806-1899		
Edad	Factor1	Factor2	Edad	Factor1	Factor2
(1)Q(0)	-0,259	0,959	(1)Q(0)	0,992	-0,121
(4)Q(1)	0,422	0,906	(4)Q(1)	0,941	0,339
(5)Q(5)	0,538	0,842	(5)Q(5)	0,907	0,421
(5)Q(10)	0,566	0,823	(5)Q(10)	0,896	0,443
(5)Q(15)	0,594	0,803	(5)Q(15)	0,884	0,467
(5)Q(20)	0,632	0,775	(5)Q(20)	0,867	0,498
(5)Q(25)	0,670	0,742	(5)Q(25)	0,847	0,531
(5)Q(30)	0,704	0,710	(5)Q(30)	0,828	0,561
(5)Q(35)	0,736	0,676	(5)Q(35)	0,808	0,590
(5)Q(40)	0,768	0,639	(5)Q(40)	0,785	0,619
(5)Q(45)	0,802	0,597	(5)Q(45)	0,759	0,651
(5)Q(50)	0,838	0,544	(5)Q(50)	0,727	0,686
(5)Q(55)	0,876	0,480	(5)Q(55)	0,687	0,726
(5)Q(60)	0,916	0,400	(5)Q(60)	0,636	0,771
(5)Q(65)	0,951	0,306	(5)Q(65)	0,571	0,821
(5)Q(70)	0,980	0,194	(5)Q(70)	0,489	0,872
(5)Q(75)	0,994	0,082	(5)Q(75)	0,392	0,920
			(5)Q(80)	0,297	0,955
			(5)Q(85)	0,225	0,974
Francia 1899-1969			Francia 1899-1969 (Sin efectos de la Primera Guerra Mundial)		
Edad	Factor1	Factor2	Edad	Factor1	Factor2
(1)Q(0)	0,995	0,092	(1)Q(0)	0,976	-0,214
(4)Q(1)	0,984	0,178	(4)Q(1)	0,994	0,104
(5)Q(5)	0,969	0,245	(5)Q(5)	0,982	0,189
(5)Q(10)	0,963	0,269	(5)Q(10)	0,976	0,219
(5)Q(15)	0,956	0,291	(5)Q(15)	0,969	0,248
(5)Q(20)	0,946	0,324	(5)Q(20)	0,957	0,291
(5)Q(25)	0,933	0,360	(5)Q(25)	0,941	0,337
(5)Q(30)	0,919	0,395	(5)Q(30)	0,924	0,382
(5)Q(35)	0,902	0,431	(5)Q(35)	0,904	0,427
(5)Q(40)	0,883	0,470	(5)Q(40)	0,879	0,476
(5)Q(45)	0,857	0,515	(5)Q(45)	0,848	0,530
(5)Q(50)	0,822	0,569	(5)Q(50)	0,804	0,595
(5)Q(55)	0,772	0,635	(5)Q(55)	0,829	0,670
(5)Q(60)	0,697	0,716	(5)Q(60)	0,652	0,758
(5)Q(65)	0,584	0,810	(5)Q(65)	0,522	0,852
(5)Q(70)	0,419	0,907	(5)Q(70)	0,341	0,939
(5)Q(75)	0,193	0,981	(5)Q(75)	0,110	0,994
(5)Q(80)	0,025	0,996	(5)Q(80)	-0,103	0,992

FUENTE: Elaboración propia.

El estudio de la matriz rotada en las tablas modelo, a la vista de estos resultados, poco puede ofrecer a su vez. Un sólo factor, hace innecesaria tal rotación ya que, por construcción, no puede estar más que altamente correlacionado con todos los segmentos de edad y, por tanto, tampoco es necesario representarlo. Con dos factores, en el modelo logito, los valores del cuadro muestran como, con independencia de épocas o regímenes de mortalidad, la configuración de los mismos resulta muy semejante. No aparecen asociados a segmentos diferenciados según la edad, sino que se suceden de un modo correlativo. Resulta así que tienen en las edades adultas centrales el punto de tránsito entre uno y otro componente. Debe señalarse, sin embargo, cómo la estructura de los factores rotados difiere entre Finlandia y Francia, puesto que, como puede apreciarse en el cuadro 4, el primer factor se centra en las edades adultas centrales y más avanzadas, en el país nórdico, mientras que abarca las etapas, infantil, juvenil y las edades adultas centrales en el caso francés; en este último, además, no se aprecia una diferencia notable en la estructura de los factores como consecuencia de la Primera Guerra Mundial.

Este primer bloque de resultados ha permitido, de entrada, constatar la naturaleza «simplificadora» de los modelos de mortalidad. Que la dinámica del fenómeno pueda expresarse en función de un número reducido de factores lo ha puesto de manifiesto el análisis de componentes principales. En este punto, sin embargo, se ha hecho evidente que no existe una diferencia notable respecto al número de dichos factores aislados a partir de la mortalidad observada (entre tres y cuatro) y la modelada (uno o dos). La mayor discrepancia proviene de constatar la falta de correspondencia entre la naturaleza demográfica acotada de unos, vinculada a la historia observada, y la más diluida o indiferenciada de los otros, fruto de la historia simulada. Esto último pone de manifiesto una clara limitación de los modelos para representar la dinámica del fenómeno en términos de la interacción entre los segmentos de mortalidad infantil, juvenil o adulta.²⁶

26 Desde otro planteamiento, una observación semejante a partir del examen de datos históricos puede encontrarse en Woods (1993). Un estudio más ajustado al examen de las dos clases de modelos aquí tratados y, desde otro enfoque, también señala idéntica limitación Ewbank et al. (1983).

5. Análisis de resultados (II): la descomposición de la variación de los cocientes de mortalidad

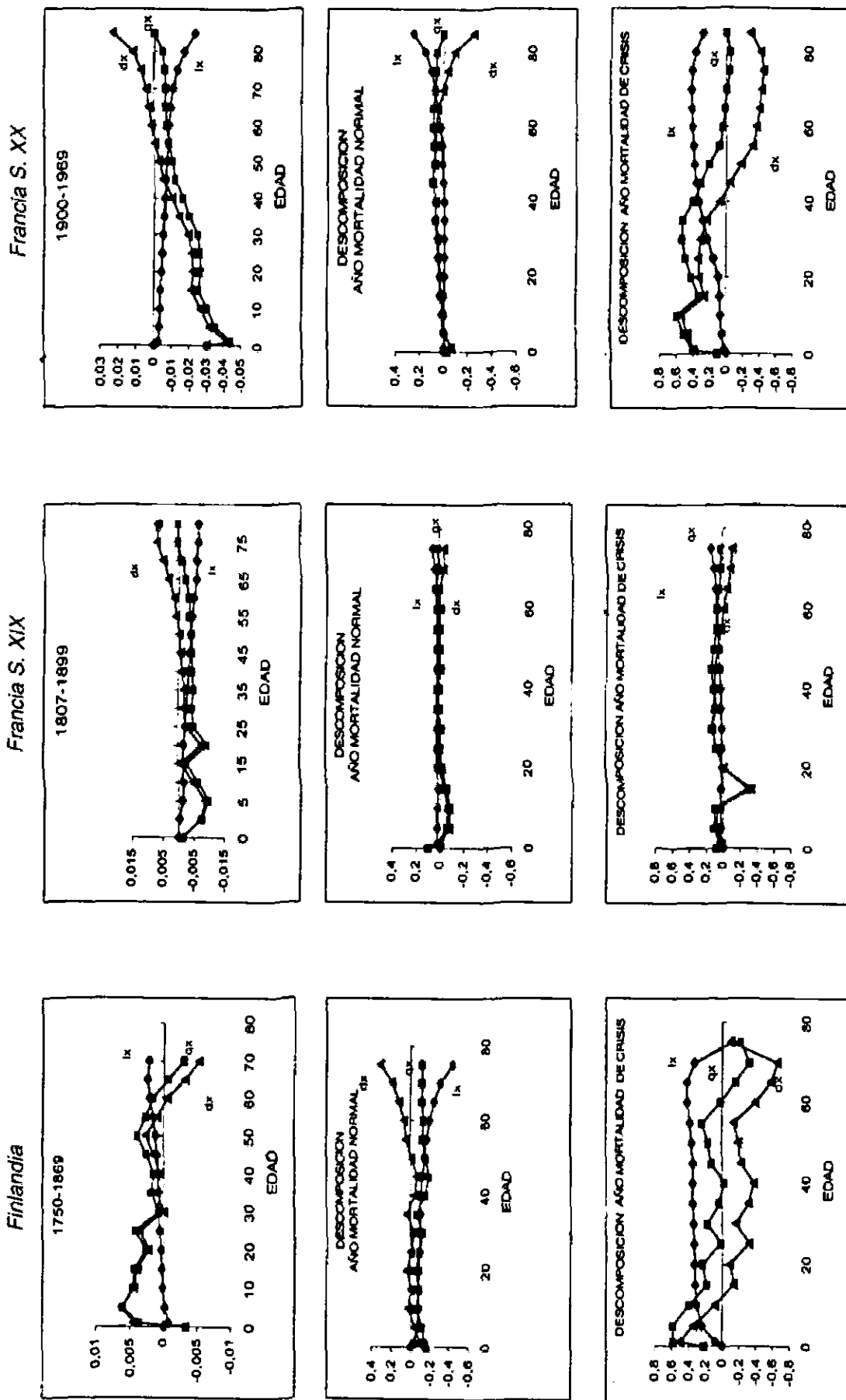
De acuerdo con el planteamiento de este trabajo, el estudio de la dinámica de la mortalidad se ha asimilado al de la variabilidad temporal de sus estructuras (y los niveles asociados). Este asunto se aborda en este apartado a través de dos aproximaciones complementarias. La primera, mediante la expresión (6), trata de calibrar la flexibilidad de los modelos a la hora de capturar las fluctuaciones de los cocientes de mortalidad por edad y sus componentes, tanto en el largo como en el corto plazo. La segunda, destinada a indagar el grado de divergencia o convergencia en la volatilidad de las estructuras de mortalidad observadas y simuladas, para el conjunto de cada período mediante el empleo de un indicador resumen de la tabla de mortalidad de cada año.

Antes de entrar propiamente en el análisis comparativo conviene observar e interpretar algunas gráficas derivadas de la aplicación de la descomposición formulada en (6) a los datos históricos. En la gráfica 2 se combinan, para los dos países y las etapas en estudio, tres perfiles diferenciados de estas fluctuaciones interanuales, a saber: uno correspondiente al promedio de todo el período, otro a las de un año de mortalidad normal y, finalmente, el de uno de mortalidad de crisis.

Mientras el primero puede considerarse representativo de la dinámica de las estructuras de mortalidad en el largo plazo, los otros dos lo serían del corto plazo. La distinción entre una pauta normal y otra de crisis se ha basado en la información disponible sobre los países y los períodos; específicamente, en el reconocimiento de las puntas de mortalidad extraordinaria y de las causas de la misma. La misma naturaleza variada de las crisis, que se pone de manifiesto en los diversos perfiles de las estructuras por edad, hace difícil un tratamiento sistemático de este punto. En este sentido, el cálculo de un promedio de los años de crisis terminaría por eliminar las peculiaridades de cada uno de ellos. Pero como el propósito con su estudio es calibrar el grado de flexibilidad de los modelos, la comparación con uno de esos años de mortalidad extraordinaria puede ser suficiente.

En la aplicación de la descomposición de la variación de los cocientes a los datos observados (gráfica 2) se aprecia como el tipo de régimen de mortalidad original, más allá de algunas similitudes que ya se señalarán, las diferencias principales entre las gráficas. En el caso de

GRÁFICA 2
Descomposición variación cocientes de mortalidad



FUENTE: Elaboración propia.

Finlandia, la pauta secular de variación en un escenario de elevada mortalidad, certifica unas tasas de variación que, si bien son positivas para la mayoría de edades, tanto de las defunciones como de los sobrevivientes y, en consecuencia, entre las probabilidades de morir, resultan muy próximas a cero, consecuencia de la estabilidad secular de su trayectoria (gráfica 1).²⁷ A medida que la transición de la mortalidad se consolida, esta pauta tiende a concentrar magnitudes de variación negativas en las edades más juveniles y a desplazar los valores positivos a las edades más avanzadas, como puede apreciarse en la Francia de los siglos XIX y XX. De acuerdo con el cambio estructural que supone la transición epidemiológica, la reducción de los riesgos de mortalidad por debajo de los 40 años impulsa los avances en las expectativas de vida.

En lo que concierne a las pautas anuales, los años normales presentan una de carácter horizontal, donde se aprecia una menor fluctuación, sobre todo de la función de sobrevivientes, y son las defunciones aquellas que capturan la variación en los niveles de mortalidad por edad. Ahora bien, en los años de crisis, como era previsible, las distancias entre los componentes de los cocientes se acentúan. Las tasas de variación de las defunciones se incrementan —normalmente son positivas— y se concentran en determinadas edades (aquellas más directamente afectadas por la crisis); también aumentan las de los sobrevivientes —recuérdese que, por construcción, en sentido opuesto a las de las defunciones— lo que debe interpretarse como evidencia en la reducción de su número originada por el incremento de las muertes.

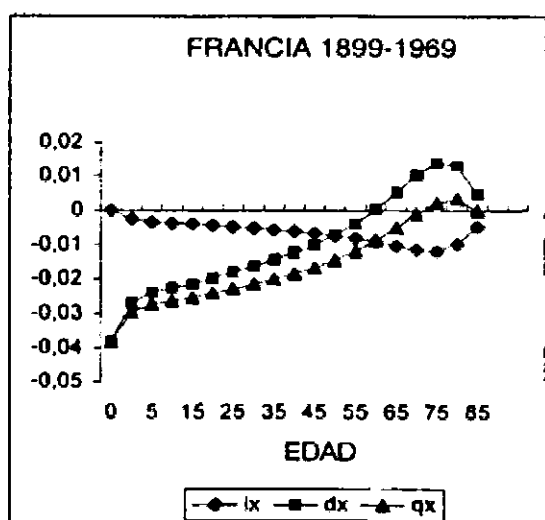
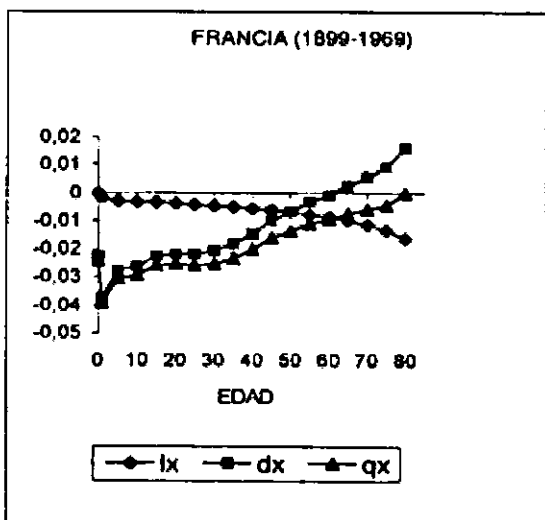
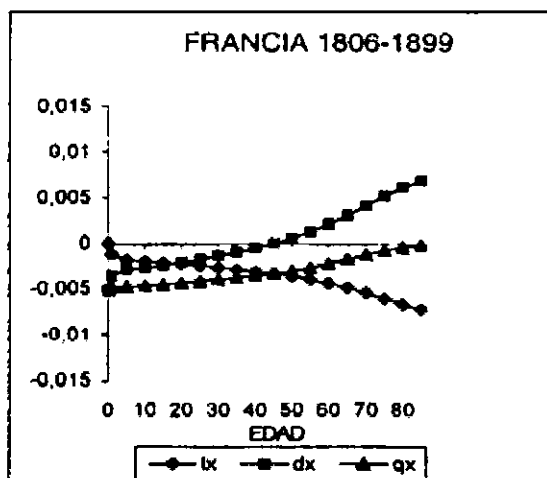
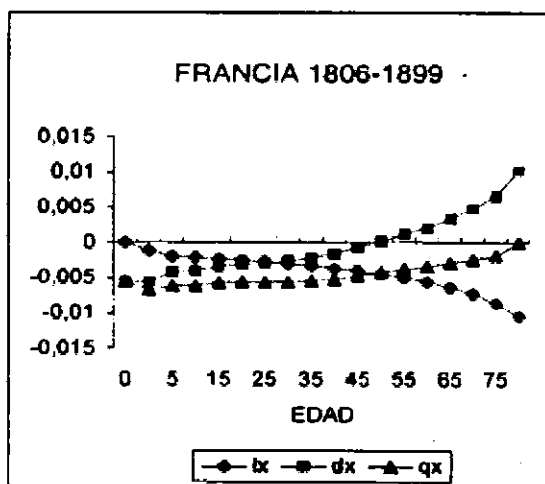
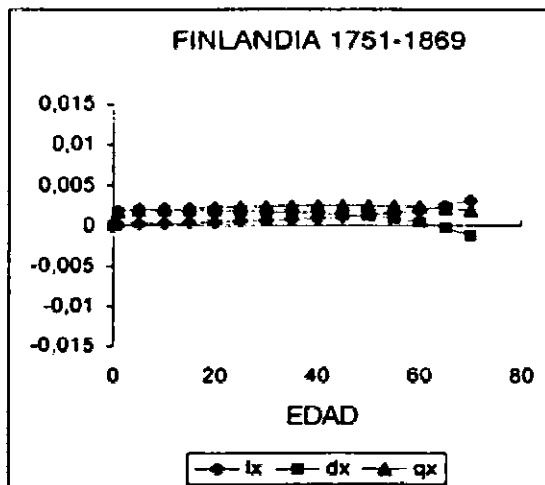
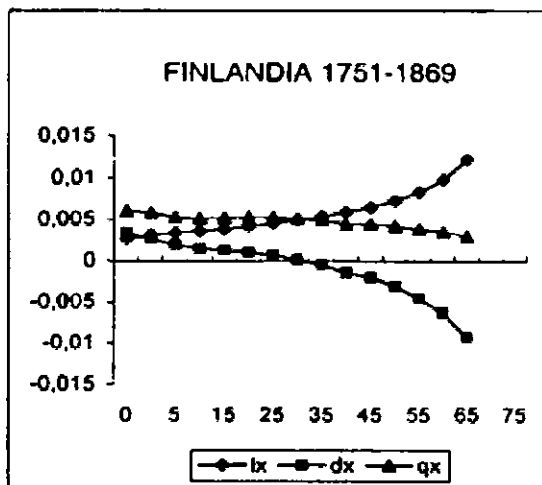
La capacidad de los dos modelos examinados aquí para capturar todas estas pautas de variación queda recogida en las gráficas 3 y 4. En lo que respecta al comportamiento en el largo plazo (el promedio de las variaciones interanuales para todo el período) —gráfica 3—, los resultados obtenidos se ajustan, en términos generales, a las pautas observadas, especialmente cuando la transición de la mortalidad está más avanzada y, con ella, remite la frecuencia e intensidad de las crisis de mortalidad. Así basta comparar la forma irregular de la distribución observada de las variaciones según la edad de Finlandia (gráfica 2) con la mayor suavidad de la correspondiente a la Francia del siglo XX. Además en los dos modelos evaluados se aprecia como, con el

27 Obsérvese que, excepcionalmente, las escalas de las gráficas donde se reproducen las medias de las tasas de variación por edad de los respectivos períodos no son idénticas.

GRÁFICA 3

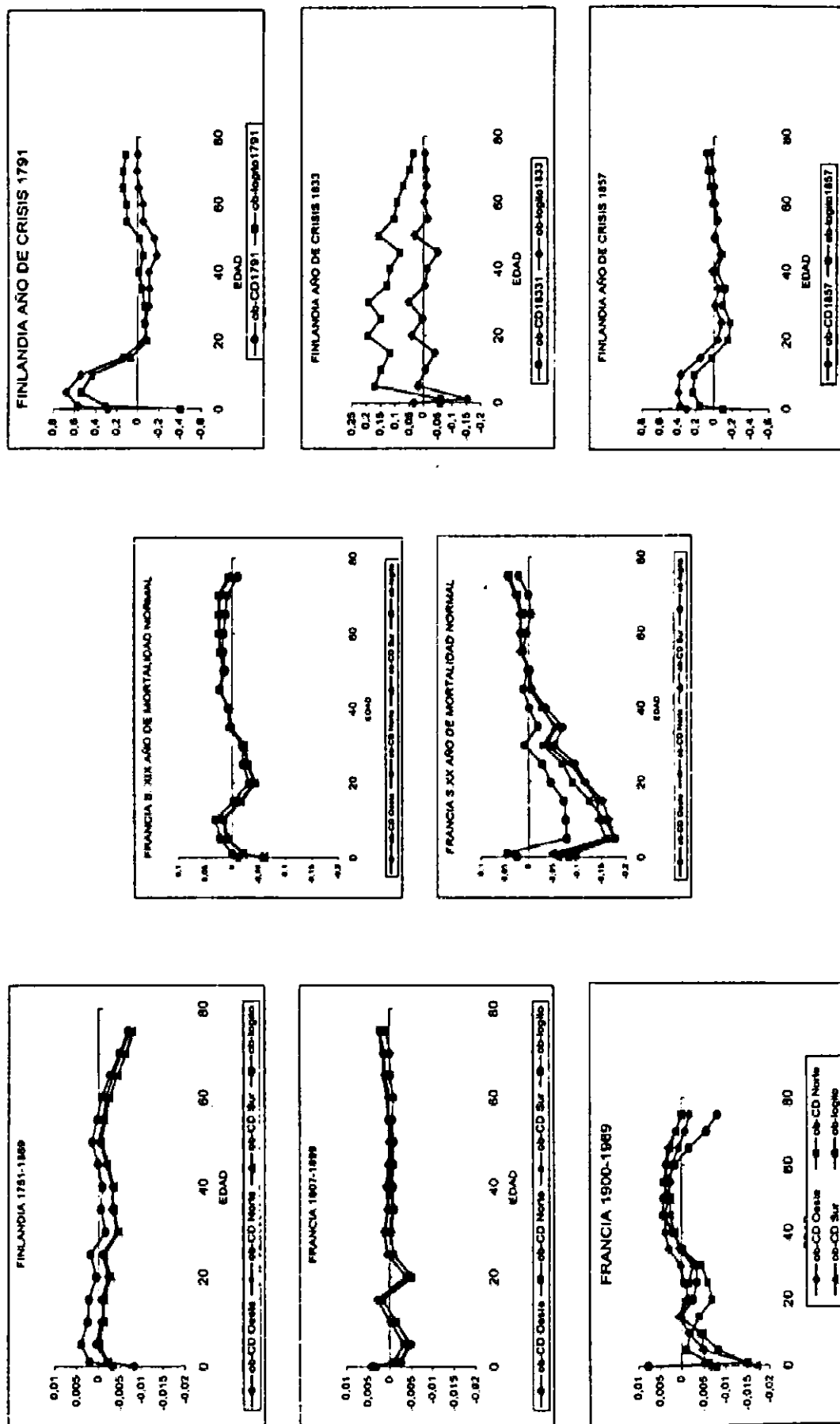
Descomposición variación mortalidad
Modelo oeste

Descomposición variación mortalidad
Modelo logito



FUENTE: Elaboración propia.

GRÁFICA 4
Diferencias entre variaciones de cocientes observados y simulados



FUENTE: Elaboración propia.

régimen de mortalidad antiguo, los valores de las tasas de variación, si bien son de signo positivo, resultan muy próximos a cero, mientras que al reproducir las condiciones de una mortalidad más benigna dichas magnitudes alcanzan el cuadrante negativo. En el caso de la mortalidad finlandesa el perfil obtenido con la aplicación del modelo logito se aproxima a la media de cero en mayor medida que el correspondiente al modelo Oeste, en consonancia con la dificultad de este último, como se comentará más adelante, para reproducir las sucesivas coyunturas de mortalidad extrema experimentadas por aquel país a lo largo de los siglos XVIII y XIX.

En términos generales, los modelos tienen capacidad para reproducir de forma «estilizada» la pauta estructural observada de cambio de la mortalidad en el conjunto de edades dentro de un horizonte temporal dilatado. En otras palabras, para capturar la tendencia promedio o de largo plazo. En cambio, mayores son las dificultades a la hora de reproducir el perfil de variación interanual de los cocientes de mortalidad por edad, tal como ilustra la gráfica 4. En ella se representa la diferencia entre las variaciones históricas y las simuladas de dichos cocientes, a largo y corto plazo. En conjunto, el comportamiento de los modelos resulta bastante similar, dentro de cada época y tipo de mortalidad analizado. La proximidad parece, no obstante, ser mayor entre las tres familias de las tablas Coale y Demeny que respecto al modelo logito, en el que se aprecian algunas pautas de variación diferenciadas. En el grupo de gráficas relativas a las pautas promedio, las discrepancias entre la historia observada y simulada tienen rasgos específicos en cada período. Así en Finlandia, tales divergencias se concentran principalmente en la mortalidad infantil y por encima de los 50 años, mientras que en la Francia del siglo XIX se encuentran por debajo de los 30 años y en la del siglo XX parece que han tendido —en general— los modelos a sobrestimar las tasas de variación antes de los 35 años (diferencias de signo negativo) y a subestimarlas entre los 40 y los 60 años.

Estas dificultades para capturar las fluctuaciones de los cocientes y sus componentes pueden apreciarse con la inspección de las pautas anuales de variación —la misma gráfica 4—, esto es, a corto plazo, tanto para los años de mortalidad normal como para los de crisis. Aquí, en primer lugar, los resultados obtenidos a partir de series simuladas en dos años de estructuras de mortalidad estable, en la Francia de los siglos XIX y XX, muestran la dificultad de los modelos para reproducir las pautas de variación por debajo de los cuarenta años, con

una tendencia a subestimar la cuantía de tales variaciones (la diferencia entre variaciones observadas y simuladas es positiva). En segundo lugar, también puede señalarse como, en general, los resultados obtenidos mediante el modelo logito se aproximan mejor a los datos reales que los generados a partir de las tablas Coale y Demeny, donde, en estas últimas, tampoco se aprecian discrepancias significativas entre los perfiles de variación obtenidos a partir de las distintas familias. En cuanto al comportamiento de los modelos en condiciones de fluctuaciones extremas de mortalidad, se han escogido tres años de intensa crisis en Finlandia, 1791, 1833 y 1857, con orígenes diversos,²⁸ para ilustrar el margen de diferencias entre la variación de los cocientes observados y los simulados, ahora restringidos a la tabla modelo Oeste de Coale y Demeny y al estándar de Brass. Como permiten apreciar las gráficas, el signo de tales diferencias es, con la excepción de la mortalidad infantil, mayoritariamente positivo. Esto es, la amplitud fluctuación simulada queda por debajo de la realmente experimentada. En dos de esos años de crisis, 1791 y 1857, esa circunstancia se localiza por debajo de los 20 años para, en las edades adultas, volver a aproximarse mejor al comportamiento observado. Si en estos dos años los resultados de los modelos son muy semejantes, la sobremortalidad de 1833, en cambio, deja en evidencia la mayor dificultad de la tabla Coale y Demeny para dar cuenta de una coyuntura de mortalidad extrema, en torno a una esperanza de vida al nacer de 20 años, que el modelo logito.

Esta limitación a la hora de representar las variaciones de los cocientes y sus componentes en un horizonte anual puede ejemplificarse a través de un indicador que capture en una sola magnitud la forma de la estructura de la mortalidad, esto es, el grado de rectangularidad de la curva de sobrevivientes como el propuesto por J. Anson. Este parámetro —simbolizado con la letra U— cuantifica de la variación en el número de sobrevivientes en las edades adultas centrales respecto al de las edades juveniles.²⁹ Debe interpretarse advirtiendo que cuanto mayor es la esperanza de vida al nacer, mayor es el número de sobrevivientes a edades adultas y, en consecuencia, más se incre-

28 El año 1791 recoge los efectos de la guerra contra Rusia ($e(0)=23,63$), 1833 las defunciones originadas por la acción combinada de una crisis agrícola y un brote epidémico ($e(0)=20,11$) y 1857, la sobremortalidad originada por una epidemia, probablemente de fiebres tifoideas y disentería ($e(0)=29,19$), según Turpeinen (1979). Los valores de las esperanzas de vida de estos años son estimaciones propias.

29 Recuérdese la fórmula dada en la nota 10.

menta el valor del mismo y, a la inversa, cuando las expectativas de vida retroceden. El cuadro 5 resume en unos estadísticos los valores estimados de *U* en las respectivas series temporales de tablas de mortalidad.

CUADRO 5

Índice de estructura de mortalidad: mortalidad observada y mortalidad modelada

Periodo		Tablas modelo Coale y Demeny				Mod. Logito
		Observada	Norte	Sur	Oeste	Est. Brass
		.(1)	.(2)	.(3)	.(4)	.(5)
Finlandia (1751-1869)	Media	0,843	0,912	0,948	0,880	0,934
	Dev. Est	0,078	0,022	0,022	0,016	0,029
	Coef.Var.	9,250	2,360	2,280	1,790	3,070
Francia XIX (1806-1899)	Media	0,997	0,916	0,950	0,883	0,923
	Dev. Est	0,135	0,012	0,008	0,009	0,008
	Coef.Var.	13,520	1,350	0,810	0,990	0,890
Francia XX (1899-1969)	Media	0,987	0,931	0,935	0,896	0,916
	Dev. Est	0,254	0,016	0,012	0,014	0,014
	Coef.Var.	25,710	1,700	1,290	1,540	1,540
Francia XX sin PGM	Media	0,921	0,935	0,932	0,899	0,917
	Dev. Est	0,075	0,009	0,007	0,010	0,015
	Coef.Var.	8,13	0,91	0,76	1,07	1,6

Coefficiente de variación en porcentaje.

FUENTE: Elaboración propia.

En él se ofrece una descripción del comportamiento de este parámetro, en un recorrido por los tres períodos, con una secuencia que representa el tránsito desde bajas a altas esperanzas de vida al nacer. Así se aprecia en términos de los valores medios de la mortalidad observada —columna 1—, al pasar del 0,84 de Finlandia al 0,92 de Francia del siglo XX (sin el efecto de la PGM). De igual modo se aprecia, cómo esa tendencia al incremento en los niveles de sobrevivencia se acompaña de una reducción en los de variabilidad, como recoge el comportamiento de los coeficientes de variación. Esto último en concordancia con otros resultados, que constatan la reducción del rango de variación en la edad de las defunciones a lo largo de la transición de la mortalidad.³⁰ En este punto, la excepcionalidad de los episodios

³⁰ Véanse los resultados comparativos para Suecia, Japón y EE.UU obtenidos por J. Wilmoth y S. Horiuchi (1999).

de crisis de mortalidad en la trayectoria francesa del siglo XIX y de manera más particular en el siglo XX explica tanto su mayor promedio como la desviación estándar superior.

Si de los datos observados se pasa a los simulados (columnas 2 a 5), el comportamiento de los estadísticos ilustra las dificultades de los modelos para dar cuenta de la flexibilidad de las estructuras de mortalidad en las poblaciones históricas. Las desviaciones estándar computadas en el cuadro indican la notable distancia existente — para todas las épocas— entre la variabilidad observada y la modelada. En este sentido no puede sorprender, por tanto, la discrepancia entre la magnitud de los coeficientes de variación de este parámetro «U» en las poblaciones reales y en los modelos. Estos últimos, en general, tienden a ofrecer magnitudes muy semejantes entre sí. En cualquier caso, si se comparan las medias de este indicador estructural a lo largo de las tres etapas históricas se aprecia como, bajo las condiciones de mortalidad contemporánea, las distancias entre las poblaciones históricas y las simuladas son menores que las existentes en un régimen de mortalidad antiguo.

Al finalizar este estudio comparativo de la descomposición en la variación de los cocientes de mortalidad se desprenderían tres conclusiones: a) La mejor aproximación de los modelos en la descripción de las pautas de variación estructural de la mortalidad media o de largo plazo que la de corto plazo, sea de un año de mortalidad normal o de crisis. b) La mayor dificultad de los modelos para capturar la variabilidad de la mortalidad en los regímenes de tipo antiguo que en los más contemporáneos, fruto de sus limitaciones para generar los diferentes perfiles de fluctuaciones en la mortalidad que los caracterizan. c) La proximidad de las dos clases de mortalidad examinadas en la reproducción de las pautas de variación históricas, si bien se aprecia un distinto grado de ajuste entre las tablas modelo —uniparamétrico— y el sistema logito, con dos parámetros, este último relativamente mejor adaptado para aproximarse a las condiciones del régimen de mortalidad más tradicional.

6. Análisis de resultados (III): la relación dinámica entre los factores y los niveles de mortalidad.

El punto de partida, o hipótesis central, en la argumentación de este trabajo ha consistido en adoptar una modalidad de relación entre unos denominados «factores» de la mortalidad y los niveles alcanzados

por ésta. Al tratarse de evaluar la concordancia entre la historia y los modelos de mortalidad se entiende que tal relación es de carácter dinámico. Si, como se ha señalado en la expresión (5) el ACP no sólo proporciona el valor de tales factores sino, también, la magnitud de su variabilidad asociada (las puntuaciones factoriales), puede ser oportuno, tanto verificar aquella hipótesis enunciada en la ecuación (4) para las series observadas de cocientes de mortalidad, como para las simuladas.

CUADRO 6
Regresiones entre variaciones $e(0)$ y puntuaciones factoriales
(Mortalidad observada)

Variable dependiente:	$ve(0)$			
	Finlandia (1752-1869)	Francia (1807-99)	Francia (1900-69) (1)	Francia (1900-69) (2)
Variable independiente				
constante	-0,00266 (0,00324)	0,00280 (0,00070)*	0,00625 (0,00210)**	0,00757 (0,00217)*
Factor 1	-0,13996 (0,00410)*	-0,06911 (0,00105)*	-0,05447 (0,00267)*	-0,03541 (0,00127)*
Factor 2	-0,18069 (0,00428)*	0,01935 (0,00099)*	-0,02731 (0,00289)*	-0,01613 (0,00153)*
Factor 3	0,01029 (0,00445)**	0,01836 (0,00115)*		-0,01613 (0,00153)*
Factor 4			-0,01112 (0,00277)*	
R ²	0,967	0,985	0,900	0,929
F	840,14	1220,40	154,66	162,82
DW	1,94	1,89	2,04	2,06

(1) Con efecto PGM. (2) Sin efecto PGM. Desviaciones estándar entre paréntesis / * Sig $\leq 1\%$. ** Sig $\leq 5\%$.
FUENTE: Elaboración propia.

El cuadro 6 reúne los resultados de ajustar la mencionada ecuación, por un lado, a las series de factores «observados» —de variables explicativas—; por el otro, a las variaciones de las esperanzas de vida al nacer, empleada aquí como indicador de las fluctuaciones en los niveles de mortalidad y en el lugar de la variable dependiente. Este cuadro, pues, evalúa básicamente la capacidad predictiva de los factores de mortalidad retenidos en el ACP respecto la evolución de las esperanzas de vida al nacer. En consecuencia, se trata de atender en la lectura de

estos valores, tanto a la bondad de ajuste de la ecuación, como a la validez estadística de cada factor por separado.³¹ Así se constata como, en efecto, en los tres períodos estudiados la especificación adoptada se ajusta a los datos y los factores aislados en su momento pueden dar cuenta de lo esencial de las variaciones interanuales en los niveles de mortalidad. Los coeficientes de determinación superan en los tres períodos el 90 por ciento y, en conjunto, los efectos de cada uno de los factores retenidos por el ACP resultan estadísticamente significativos. Todo lo anterior se aprecia de manera más clara en los dos regímenes de mortalidad anteriores al siglo XX. En la ecuación relativa a Francia entre 1899 y 1969 se observa un comportamiento algo distinto si se toma o no en cuenta el efecto de la Primera Guerra Mundial. Entre una y otra alternativa se pierde la influencia de un factor, que en el caso de la ecuación que incluye los efectos del conflicto, parece no tener un papel significativo sobre el comportamiento de la variable dependiente.

Puede resultar de interés contrastar todos estos resultados con los obtenidos, manteniendo la misma variable dependiente —las fluctuaciones «observadas» de la esperanza de vida— pero empleando las puntuaciones factoriales asociadas a los factores estimados para cada modelo como variables independientes. En lo que respecta a las tablas de Coale y Demeny (representadas aquí por el modelo Oeste) el cuadro 7 permite apreciar dos rasgos en la nueva ecuación ajustada. En primer lugar se constata, como era previsible, que el único factor retenido en el ACP presenta una aceptable capacidad predictiva en los tres tipos diferentes de régimen de mortalidad según muestran los respectivos coeficientes de determinación (R^2) y los niveles de significación señalados para los coeficientes de regresión. Esta capacidad, en segundo lugar, resulta creciente —el porcentaje de varianza explicada aumenta— a medida que la magnitud de las fluctuaciones se suaviza, como ocurre entre las condiciones de mortalidad representadas por Finlandia entre 1751 y 1869 y las de Francia a lo largo del siglo XX. Ahora bien, si se compara la bondad de ajuste de estas ecuaciones basadas en las tablas modelo con la obtenida a partir de las series históricas, se evidencia el menor nivel relativo alcanzado por las primeras respecto las segundas.

31 El análisis de la correlación serial se ha ceñido a la detección de los residuos de naturaleza autorregresiva para los que se ha introducido el ajuste de Cochran-Orchutt. Por razones expuestas en la nota 5, esto no garantiza el control de todos sus efectos, al depender su presencia del planteamiento representado en la ecuación (4).

CUADRO 7

Regresiones entre variaciones $e(0)$ y puntuaciones factoriales
(Mortalidad simulada - Modelo Oeste Coale y Demeny)

Variable dependiente:	$ve(0)$		
	Finlandia (1752-1869)	Francia (1807-99)	Francia (1900-69)
Variable Independiente			
constante	-0,00290 (0,00560)	0,00280 (0,00137)	0,00605 (0,00188)*
Factor 1	-0,14554 (0,00891)*	-0,06219 (0,00254)*	-0,06232 (0,00250)*
R ²	0,740	0,890	0,903
F	103,6	232,16	312,61
DW	2,05	2,08	2,11

Desviaciones estándar entre paréntesis. * Sig $\leq 1\%$. ** Sig $\leq 5\%$.

FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO 8

Regresiones entre variaciones $e(0)$ y puntuaciones factoriales
(Mortalidad simulada - Modelo logito Brass)

Variable dependiente:	$ve(0)$		
	Finlandia (1752-1869)	Francia (1807-99)	Francia (1900-69)
Variable Independiente			
constante	-0,00352 (0,00489)	0,00275 (0,00034)*	0,00609 (0,00177)*
Factor 1	-0,02770 (0,00975)*	-0,07174 (0,00070)*	-0,05961 (0,00228)*
Factor 2	-0,17347 (0,01162)*	-0,02611 (0,00070)*	-0,01008 (0,00237)*
R ²	0,716	0,994	0,921
F	72,18	3721,96	268,58
DW	2,13	1,98	1,98

Desviaciones estándar entre paréntesis. * Sig $\leq 1\%$. ** Sig $\leq 5\%$.

FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO 9

Regresiones entre variaciones $e(0)$ y parámetros «alfa» y «beta»
(Mortalidad simulada - Modelo logito Brass)

Variable dependiente:	$ve(0)$		
	Finlandia (1752-1869)	Francia (1807-99)	Francia (1900-69)
Variable Independiente			
constante	34,895 (1,1893)*	0,00104 (0,00772)	-0,08326 (0,03006)*
Alfa	-28,856 (1,4807)*	-33,46 (0,16978)*	-32,370 (0,40036)*
Beta	7,841 (1,5796)*	2,660 (0,34760)*	15,33 (1,01747)*
R ²	0,829	0,998	0,989
F	284,15	2126,61	2107,62
DW	2,14	2,14	1,77

Desviaciones estándar entre paréntesis. * Sig $\leq 1\%$. ** Sig $\leq 5\%$.

FUENTE: Elaboración propia.

Este mismo ejercicio puede repetirse con el sistema logito de mortalidad, aunque ahora deben tenerse presentes los rasgos propios de esta aplicación. En particular, el hecho de que aquello que se está evaluando es la proximidad de unas series de tablas observadas de mortalidad a uno de los «estándares» adoptados. En otros términos, la capacidad del estándar de mortalidad elegido para predecir las variaciones anuales en los niveles observados de mortalidad. Así se dispone de dos tipos de resultados, por un lado, las puntuaciones factoriales asociadas a los componentes retenidos en el ACP; por el otro, los parámetros alfa y beta estimados en el proceso de ajuste de las mortalidades históricas a las de dicho estándar general. Para ambos grupos de valores parece pertinente verificar si la mencionada hipótesis de la ecuación(4) se cumple o no. En este sentido, los resultados correspondientes al ACP (ver cuadro 8) muestran cómo, de los tres escenarios contemplados, es el de la Francia del siglo XIX el que mejor concuerda con el mencionado modelo de mortalidad de Brass; en la Francia del siglo XX el R² obtenido resulta algo menor, de nuevo, parece ser el régimen de mortalidad más antiguo, sometido a más bruscas fluctuaciones, aquel en el que los factores aislados a partir de las series simuladas ofrecen unos menores niveles de ajuste. De cualquier modo, y en

comparación con los resultados obtenidos en la aplicación de las tablas modelo Coale y Demeny, se constata una capacidad predictiva ligeramente superior en las ecuaciones correspondientes al modelo logito.

En cambio, si se quiere evaluar de forma más pertinente la capacidad de este último modelo para capturar la dinámica general de la mortalidad, la atención a los dos parámetros que retienen el comportamiento de este fenómeno parece más conveniente. Los resultados de esta nueva aplicación sobre la base de las series de alfas y betas, ahora como variables explicativas, en el cuadro 9, ponen de manifiesto la gran capacidad del sistema logito para capturar las fluctuaciones interanuales de los niveles de mortalidad. Sin embargo, esta mejor prestación respecto a las tablas modelo no puede desligarse de la naturaleza demográfica de los dos parámetros empleados. Al respecto, ya se mencionó en páginas anteriores que éste constituía uno de los aspectos sometido a controversia en el modelo de mortalidad sugerido por el profesor Brass. En efecto, los coeficientes de correlación estimados para los tres regímenes de mortalidad son concluyentes en el sentido de mostrar la alta concordancia entre el comportamiento de las esperanzas de vida y alfa (Cuadro 10). No puede extrañar que este último parámetro, asociado en la interpretación habitual al nivel de la mortalidad, al introducirse en la ecuación garantice unas magnitudes en la bondad de ajuste del modelo como las alcanzadas. En cuanto a beta, el menor grado de correlación viene a poner en evidencia que si este parámetro capturara plenamente el comportamiento de las variaciones en la estructura, ofrecería unas escasas posibilidades predictivas.

Además, vuelve a constatarse como, a medida que el régimen de mortalidad es más contemporáneo, la magnitud de tal correlación decrece, siendo prácticamente inexistente en el caso de la mortalidad francesa del siglo XX. La capacidad de ambos parámetros para representar la dinámica observada de la mortalidad parece contar con dificultades.

CUADRO 10

Correlaciones entre los parámetros del modelo logito y la $e(0)$

	Finlandia		Francia XIX		Francia XX	
	Alfa	Beta	Alfa	Beta	Alfa	Beta
esp. vida al nacer	-0,83	-0,34	-0,99	-0,48	-0,97	-0,02

FUENTE: Elaboración propia.

Otro tipo de análisis puede resultar esclarecedor, como el que puede establecerse entre las fluctuaciones de ambos parámetros alfa y beta y las de los factores de mortalidad retenidos en el ACP, las puntuaciones factoriales (cuadro 11).

CUADRO 11

Correlaciones entre las puntuaciones de los factores y parámetros del modelo logito

Finlandia 1752-1869						
	Alfa	Beta	Factor 1	Factor 2	Factor 3	
Alfa	1,00					
Beta	0,66	1,00				
Fac 1	0,55	0,85	1,00			
Fac 2	0,64	-0,09	0,00	1,00		
Fac 3	-0,21	-0,27	0,00	0,00	1,00	
Francia 1806-1899						
	Alfa	Beta	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
Alfa	1,00					
Beta	0,53	1,00				
Fac 1	0,93	0,78	1,00			
Fac 2	-0,23	0,44	0,00	1,00		
Fac 3	-0,24	0,44	0,00	0,00	1,00	
Fac 4	-0,09	-0,01	0,00	0,00	0,00	1,00
Francia 1899-1969						
	Alfa	Beta	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
Alfa	1,00					
Beta	0,22	1,00				
Fac 1	0,90	0,23	1,00			
Fac 2	0,32	-0,29	0,00	1,00		
Fac 3	0,05	0,75	0,00	0,00	1,00	
Fac 4	0,09	-0,26	0,00	0,00	0,00	1,00

FUENTE: Elaboración propia.

El examen de las correlaciones entre estas series de valores permite apreciar un rasgo compartido por las tres etapas, a saber: la alta asociación de los parámetros del modelo logito con las mencionadas puntuaciones factoriales. En otros términos, la dinámica de dichos parámetros responde al influjo de los factores aislados en el ACP y, de acuerdo con lo ya mencionado anteriormente y discutido

más arriba, alfa y beta no ofrecen, por tanto, un perfil demográfico diferenciado. En cambio, aquello en lo que se distingue cada período es en el nivel y jerarquía de la distribución de los coeficientes de correlación. En el caso de Finlandia, el primer factor parece más estrechamente asociado a las fluctuaciones de beta mientras que el segundo lo está a las de alfa. En la historia de la mortalidad del siglo XIX francés, las mayores correlaciones de los dos parámetros se observan respecto al primer factor, y sólo beta mantiene unos niveles de asociación superiores al del otro parámetro con el segundo y tercer factor. En cuanto al siglo XX, la disparidad en los grados de asociación es evidente, puesto que por un lado, el primer factor aparece altamente correlacionado con el comportamiento de alfa y el tercero con el de beta. En definitiva, después de esta serie de resultados emerge la evidencia de que estos dos parámetros del modelo de Brass describen la dinámica del fenómeno a través de una composición heterogénea de efectos generados por el comportamiento de los diversos segmentos de mortalidad identificados en el análisis factorial.³²

Al finalizar este último apartado de evaluación de los modelos de mortalidad se puede concluir, por una parte, que la formulación propuesta en la ecuación (4) para expresar la dinámica de la mortalidad resulta pertinente; por la otra, que los modelos cumplen con su finalidad de describir el comportamiento del fenómeno, aunque sobre la base de unos parámetros muy alejados de la experiencia observada en las poblaciones.

7. Recapitulación final: modelos e historia de la mortalidad

Los modelos de mortalidad ofrecen expresiones formales de la de las pautas de incidencia de este fenómeno en el seno de las poblaciones humanas. Este objetivo resulta de interés para la metodología de la demografía histórica, dado que la estimación de los niveles y las estructuras de la mortalidad, tanto en las poblaciones del pasado más remoto como en las de épocas proto-estadísticas, no resulta tarea fácil a la vista de las fuentes disponibles.

32 A partir de una metodología y planteamiento diferente conclusiones semejantes sobre la interdependencia de alfa y beta y las limitaciones de su significado demográfico también han sido señaladas por J. Anson (1991).

En este sentido puede recordarse como, con independencia de la vía de estimación adoptada, un protocolo habitual seguido en el uso de los modelos de mortalidad suele contar con dos etapas bien diferenciadas. En la primera, se calibra la distancia entre los indicios disponibles para una mortalidad observada y la pauta (o pautas) del modelo elegido. En la segunda, se ajusta el horizonte temporal que, en el caso de las poblaciones históricas, puede llegar a cubrir un tiempo dilatado. Una vez dado aquel primer paso, el siguiente se entiende como una consecuencia casi automática. Así, si se toman como muestra las aquí examinadas tablas modelo propuestas por Coale y Demeny, la secuencia anterior se traduciría, en primer lugar, en la asimilación del nivel y estructura de la mortalidad histórica a una de las familias regionales para, a continuación, desplazarse en el interior de la misma asumiendo que entre dos determinadas esperanzas de vida al nacer, entre los 25 y los 40 años por citar algunas, se recompone lo esencial de una trayectoria histórica determinada, por ejemplo, entre los siglos XIV y XVIII.

En este artículo se ha intentado evaluar críticamente la viabilidad de dos clases de modelos a la hora de dar cuenta de esta dimensión temporal. Para ello se partió, por una parte, de la caracterización de la mortalidad en términos de la variabilidad temporal de niveles y estructuras, con independencia de su tendencia o trayectoria. Por la otra, se planteó una hipótesis que expresaba dicha dinámica en función de unos factores estructurales de la mortalidad. El examen desde este planteamiento común, tanto de la mortalidad observada como de la simulada, ha permitido obtener en los apartados anteriores una serie de primeras conclusiones. Del conjunto de las mismas ahora pueden retenerse dos de alcance más general. Una, relativa a la rigidez exhibida por los modelos estudiados a la hora de reproducir la dinámica observada de la mortalidad. En este punto los resultados pueden considerarse concordantes con los obtenidos en otros estudios citados a lo largo de estas páginas. En esta ocasión se ha constatado la mayor capacidad de los modelos, por un lado, para capturar mejor las pautas de variación de la mortalidad promedio o de largo plazo que las del corto plazo; por el otro, la de representar de manera más ajustada el comportamiento del régimen de mortalidad contemporáneo que el del antiguo. La segunda consideración, es la referida a la opacidad de unos modelos que, si bien ofrecen una descripción simplificada de la historia de la mortalidad, la sustentan sobre la base de unos factores sin un perfil demográfi-

co claro. En otras palabras, las parametrizaciones adoptadas por estos modelos y las observadas a partir de las series históricas de mortalidad no concuerdan.

Así, a la vista de los resultados obtenidos en este trabajo, la solidez de un tipo de práctica habitual en el manejo de los modelos como la descrita más arriba podría considerarse cuestionada. Desde la óptica adoptada en estas páginas, no sólo se desprende la impresión que el proceso de búsqueda y selección de modelos puede resultar más complejo de lo inicialmente previsto, sino que, además, no parece que el avance de un mejor conocimiento de las «leyes» de la mortalidad vaya a eximir a los investigadores de la tarea de reconstruir su historia.

Bibliografía

- ANSON, J. (1992): «The Second Dimension: A Proposed Measure of the Rectangularity of Mortality Curves», *Genus*, XLVIII, 1-2, 1-17.
- (1991): «Model Mortality Patterns: A Parametric Evaluation», *Population Studies*, 45, 1, 137-153.
- BRASS, W. (1971): «On the Scale of Mortality», BRASS, W., (ed) *Biological Aspects of Demography*, London, Taylor and Francis Ltd, 69-110. (traducción española en «Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados». CELADE. Santiago 1974).
- ASCADI, G. y NEMESKERI, J. (1970): *History of Human Life Span and Mortality*. Budapest. Akademiai Kiado.
- BOURGEOIS-PICHAT, J. (1990/original 1963): «Application de l'analyse factorielle à l'étude de la mortalité», *Population*, 45, 4, 773-80
- CARNES, B. A.; OLSHANSKY, S. J. y GRAHN, D. (1996): «Continuing the Search for a Law of Mortality», *Population and Development Review*, 22, 2, 231-264.
- COALE, A. y DEMENY, P. (1983): *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton, Princeton University Press.
- y GUO, G. (1989): «Revised Regional Model Life Tables at Very Low Levels of Mortality», *Population Index*, 55, 4, 613-643.
- CHARBONNEAU, H. B.; DESJARDINS, A.; GUILLEMETTE, Y.; LANDRY, J.; LEGARE, J. y NAULT, F. (1987): *Naissance d'une population*. PUF. Paris.
- DEL PANTA, L. y RETTAROLI, R. (1994): *Introduzione alla demografia storica*. Laterza. Bari.
- EWBANK, D. C.; GOMEZ DE LEON, J. C. y STOTO, M. (1983): «A Reducible Four-Parameter System of Model Life Tables», *Population Studies*, 37, 1, 105-124.

- GOLDMAN, N. (1980): «Far Eastern Patterns of Mortality», *Population Studies*, 54, 1, 5-19.
- HENRY, L. y BLUM, A. (1988): *Techniques d'analyse en Démographie Historique*, INED, Paris.
- HELLIGMAN, L. (1984): «Construction of the New United Nations Models Life Table System», en VALLIN, J., et al. (Eds) *Methodologies for the Collection and Analysis of Mortality Data*. Liège. Ordina. 179- 202.
- y POLLARD, J. (1980): «The age pattern of mortality», *Journal of the Institute of Actuaries*, 107, 449-480.
- HILL, K. y TRUSSELL, J. (1977): «Further Developments in Indirect Mortality Estimation», *Population Studies*, 31, 3, 313-334.
- KANNISTO, V.; TURPEINEN, O. y NIEMINEN, M. (1999): «Finnish Life Tables since 1751», *Demographic Research*, vol 1, n 1.
- KEYFITZ, N. (1984): «Choice of function for mortality analysis: Effective forecasting depends on a minimum parameter representation», in J. VALLIN, J. POLLARD et L. HELIGMAN (eds) *Methodologies for the Collection and Analysis of Mortality Data*, Liège, Ordina, 225-241.
- LEDERMAN, S. y BREAS, A. J. (1959): «Les dimensions de la mortalité», *Population*, 14, 4, 634-683.
- (1960): *Nouvelles tables-types de mortalité*, Paris, P.U.F.
- LEE, R. (1977): «Estimating Series of Vital Rates and Age Structures from Baptisms and Burials: A New Technique, with Applications to Pre-Industrial England», *Population Studies*, 28, 3, 495-512.
- LESLIE, P. W. y GAGE, T. (1989): «Demography and Human Population Biology: Problems and Progress», en LITTLE, M. A. y HAAS, J. (Ed) *Human Population Biology. A Transdisciplinary Science*. Oxford. OUP. 15-45.
- LIVI-BACCI, M. (1993): *Introducción a la demografía*, Barcelona, Ariel.
- LOSCHKY, D. y CHILDERS, B. (1993): «Early English Mortality», *Journal of Interdisciplinary History*, XXIV, 1, 85-97.
- MEINDEL, R. S. y RUSSELL, K. (1998): «Recent Advances in Method and Theory in Paleodemography», *Annual Review of Anthropology*, 27, 375-399.
- MESLE, F. y VALLIN, J. (1989): «Reconstitution de tables annuelles de mortalité pour la France au XIX siècle» *Population*, 44, 6, 1121-1158.
- MITRA, S. y LEVIN, M. (1993): «Principal Components Analysis of the logits of the survivorship function», IUSSP (Ed) *International Population Conference Montreal*, vol. 3, 269-279
- MUÑOZ PRADAS, F. (1991): «Proyección inversa y estimación indirecta de la mortalidad», *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, 9, 3, 67-86.
- (1995): *Modeling mortality dynamics*. Mimeo. UAB.
- McNOWN, R. y ROGERS, A.: (1989), «Forecasting Mortality: A Parameterized Time Series Approach», *Demography*, 26, 4, 645-660.
- OEPPEN, J. (1981): «Agregative back projection», Wrigley E.A. y Schofield, R. *The Population History of England 1541-1871*. Cambridge. CUP. 715-738.

- OLSHANKY, S. J. y CARNES, B. A. (1997): «Ever Since Gompertz», *Demography*, 34, 1, 1-15.
- PRESTON, S. y COALE, A. (1982): «Age Structure, Growth, Attrition and Accession: A New Synthesis», *Population Index*, 48, 2, 217-259.
- McDANIEL, A. y GRUSHKA, C. (1993): «New Model Life Tables for High-Mortality Populations», *Historical Methods*, 26, 4, 149-159.
- REHER, D. y SCHOFIELD, R. (1993): *Old and New Methods in Historical Demography*. Oxford. Calrendon Press.
- TURPEINEN, O. (1979): «Fertility and Mortality in Finland since 1750», *Population Studies*, 33, 1, 101-114.
- UNITED NATIONS (1982): *Model Life Tables for Developing Countries*, New York, United Nations.
- (1983): *Manual X. Indirect Techniques for Demographic Estimation*, New York.
- VALLIN, J. (1973): *La Mortalité par génération en France, depuis 1899*, PUF, Paris.
- VASSIN, S. (1994): «Epidemiological Transition of Mortality Curves in Terms of Brass Logit System», *European Journal of Population*, 10, 1, 43-64.
- WILLIGAN, J. D. y LYNCH, K. (1982): *Sources and Methods of Historical Demography*. New York. Academic Press.
- WOODS, R. (1993): «On the Historical Relationship Between Infant and Adult Mortality», *Population Studies*, XLVII, 2, 195-220.
- WILMOTH, J. R. y HORIUCHI, S. (1999): «Rectangularization revisited: Variability of Age at Death Within Human Populations», *Demography*, 36, 4, 475-495.
- WUNSCH, G. (1984): «Multivariate Analysis of Mortality Data: An Exploratory Approach», en J. VALLIN, J. POLLARD et L. HELIGMAN (eds) *Methodologies for the Collection and Analysis of Mortality Data*, Liège, Ordina, 305-329.
- ZABA, B. (1979): «The Four-Parameter Logit Life Table System», *Population Studies*, 33, 1, 79-100.