

OTRAS VÍAS HACIA EL PASADO: DE SERIES VITALES A DINÁMICAS DEMOGRÁFICAS EN POBLACIONES HISTÓRICAS*

Massimo LIVI BACCI
David S. REHER

El uso de series de registro vital para profundizar nuestro conocimiento de las características de poblaciones del pasado tiene una larga tradición en el campo de la demografía histórica. Pese a los avances recientes en este área, cuyos ejemplos más notables se encuentran en los métodos de proyección inversa y retrospectiva, o en el uso de series vitales para el análisis de fluctuaciones a corto plazo, estamos convencidos de que queda mucho por descubrir y de que la aplicación imaginativa de ciertos métodos contribuirá en mucho a dar respuestas a algunas de las preguntas que se plantea la investigación actual. En el presente artículo presentaremos ciertos métodos indirectos para estimar el tamaño de la población y su fecundidad, mortalidad y nupcialidad y discutiremos la validez de los métodos utilizados a la luz de los resultados obtenidos.

Los datos empíricos de nuestro análisis proceden de una muestra de tamaño adecuado de registros parroquiales de la región histórica de Castilla La Nueva. Se incluyen 26 parroquias en la muestra, dispersas entre las 5 provincias de la región. Se eligieron principalmente por tener un buen

* Ésta es una versión modificada del trabajo presentado para la sesión 4: "Ciclos y fluctuaciones en Demografía Histórica" del seminario de la IUSSP sobre *Viejos y Nuevos Métodos en Demografía Histórica*, Palma de Mallorca, Junio 1991. Parte de la investigación de este artículo fue realizada bajo los auspicios del Plan Regional de Investigación de la Comunidad Autónoma de Madrid. Queremos agradecer a José Antonio Ortega Osona por su ayuda en la traducción al castellano de la versión original en inglés.

registro con pocas o ninguna laguna. Se agregaron series con distintas fechas de inicio y terminación, así como con lagunas ocasionales, utilizando el peso relativo de cada parroquia en la muestra, obteniéndose una única larga serie¹. Las características básicas de las series finales se encuentran en la tabla 1. Hay buenas razones para creer que las tendencias observadas en nuestra muestra se aproximan a las de las zonas rurales de toda la región, como quedará más claro cuando contrastemos resultados con datos regionales procedentes de otras fuentes.

Tabla 1
Series Vitales de Castilla La Nueva: estadísticas básicas

Serie	Años	Media	Desv. típica
Bautismos	1521-1900	1.842,4	324,7
Matrimonios	1564-1900	422,6	73,2
Defunciones	1541-1900	1.697,9	475,3

La calidad de las series de bautismos y matrimonios puede considerarse como buena². No se puede decir lo mismo de la serie de defunciones. El subregistro de éstas es un problema persistente en los registros parroquiales de muchos países al que no son ajenos los españoles. Esto es especialmente evidente en las defunciones de párvulos. En nuestra muestra no hay registro alguno de éstas durante el siglo XVI, y sólo en un par de parroquias en el XVII. Con posterioridad el número de parroquias donde se incluyen aumenta, aunque es dudoso que el registro completo de la mortalidad de párvulos fuera generalizado antes de mediados del siglo XIX o incluso más tarde. Aunque menos graves, problemas similares existen con el registro de la mortalidad de adultos. En ambos casos hemos procurado ajustar las series de defunciones a fin de compensar estos problemas de subregistro.

En la figura 1 presentamos medias móviles de 9 años de las tres series. Puede verse cómo los bautismos aumentan hasta el año 1600, des-

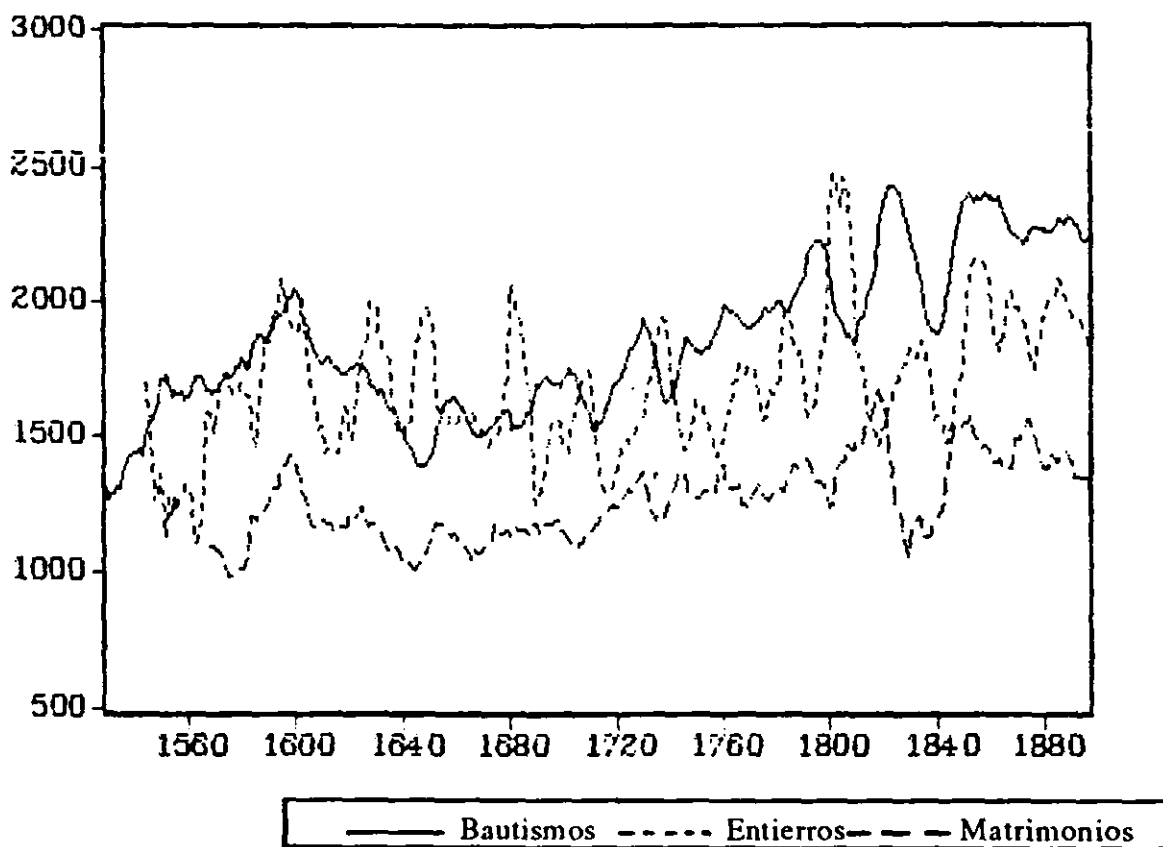
1 Una explicación completa de la estructura de la base de datos puede encontrarse en Reher (1991).

2 Existe una ligera subestimación de los nacimientos ya que era normal no registrar a los hijos que morían antes del bautismo. La importancia de este factor varía con el intervalo entre el nacimiento y el bautismo. No hay forma de contrarrestar adecuadamente este problema ya que, a pesar de que estudios independientes muestran un intervalo medio de 10-11 días durante el siglo XVII que se reducen a 1-2 días en el XIX, también es probable que los niños en peligro de muerte fueran bautizados antes. Incluso en los períodos más problemáticos, el subregistro no debe superar el 5%.

cendiendo a continuación hasta su punto más bajo justo después de 1640. Posteriormente hay un crecimiento a largo plazo marcado por distintos ciclos, el más importante de los cuales tiene lugar en el primer tercio del siglo XIX. El esquema seguido por los matrimonios es similar al de los bautismos, aunque en esta ocasión el descenso en la década de 1830 es aún más pronunciado. Finalmente, la serie de defunciones no muestra una tendencia clara, correspondiéndose la mayor parte de sus picos con epidemias.

Figura 1

Series de bautismos, entierros y matrimonios (x3) para una muestra de 26 parroquias de Castilla La Nueva, 1530-1896 (medias móviles de 9 términos)



I. La población total

La estimación de la población total y la identificación de tendencias es el desafío metodológico más importante cuando se trabaja con series vitales largas, ya que es esencial si hemos de establecer estimaciones fiables de las tasas vitales. La proyección inversa (*inverse projection*) y la proyección retrospectiva (*back projection*) son métodos relacionados, desarrollados para llevar a cabo esta tarea: ambos hacen uso de distribuciones por edades conocidas o estimadas, y de calendarios estimados de migra-

ciones para estimar el tamaño de la población y las tasas vitales³. Ambos métodos, sin embargo, utilizan plenamente los datos de defunciones y no pueden aplicarse a áreas con series de difuntos poco fiables. Éste es el caso de las series de Castilla La Nueva, y no es infrecuente en otras regiones europeas⁴.

Si queremos explotar de forma más completa estas series, se debe desarrollar un método alternativo que no descansa en el registro de defunciones. Lo que hemos hecho ha sido basar nuestra estimación de los totales de población enteramente en los datos de nacimientos mediante la utilización de los calendarios estimados subyacentes de migración y mortalidad. En otras palabras, la población en un momento dado se compone de aquellos bautizados en los 82 años anteriores, sujetos a un factor de supervivencia y una tasa subyacente de emigración. Para Castilla La Nueva, existen estimaciones basadas en censos de la esperanza de vida al nacer para 1787 (28,7 años) y para 1860 (28,5) (Dopico y Rowland, 1990: 601; Dopico, 1987: 178)⁵. Hemos asumido que el nivel de mortalidad del siglo XIX es aplicable a períodos anteriores de la historia castellana y por lo tanto, hemos aplicado factores de supervivencia para ambos sexos combinados tomados de las tablas tipo de mortalidad de Coale y Demeny tipo "oeste" niveles 2, 3 y 4 ($e_0 = 24,8, 27,3$ y $29,7$ respectivamente), estableciendo así estimaciones superiores, medias e inferiores de la mortalidad subyacente. El efecto neto sobre la serie de población total es una suavización de las fluctuaciones a corto plazo derivadas de las crisis de mortalidad.

Los calendarios de migración se han basado en las siguientes hipótesis: 1) Las zonas rurales de Castilla La Nueva nunca experimentaron mi-

3 La técnica de la proyección inversa fue perfilada en primer lugar por Ronald D. Lee (1974). Robert McCaa y Héctor Pérez Brignoli han diseñado recientemente un programa para PCs que implementa el método de Lee. La proyección retrospectiva fue desarrollada por Jim Oeppen y utilizada por Wrigley y Schofield en su estudio de Inglaterra y Gales (1981, apéndice 15). Más recientemente, Oeppen ha ideado una versión modificada y simplificada llamada "proyección inversa generalizada" (*generalized inverse projection*). Para una evaluación crítica y comparativa de ambos métodos, Lee (1985).

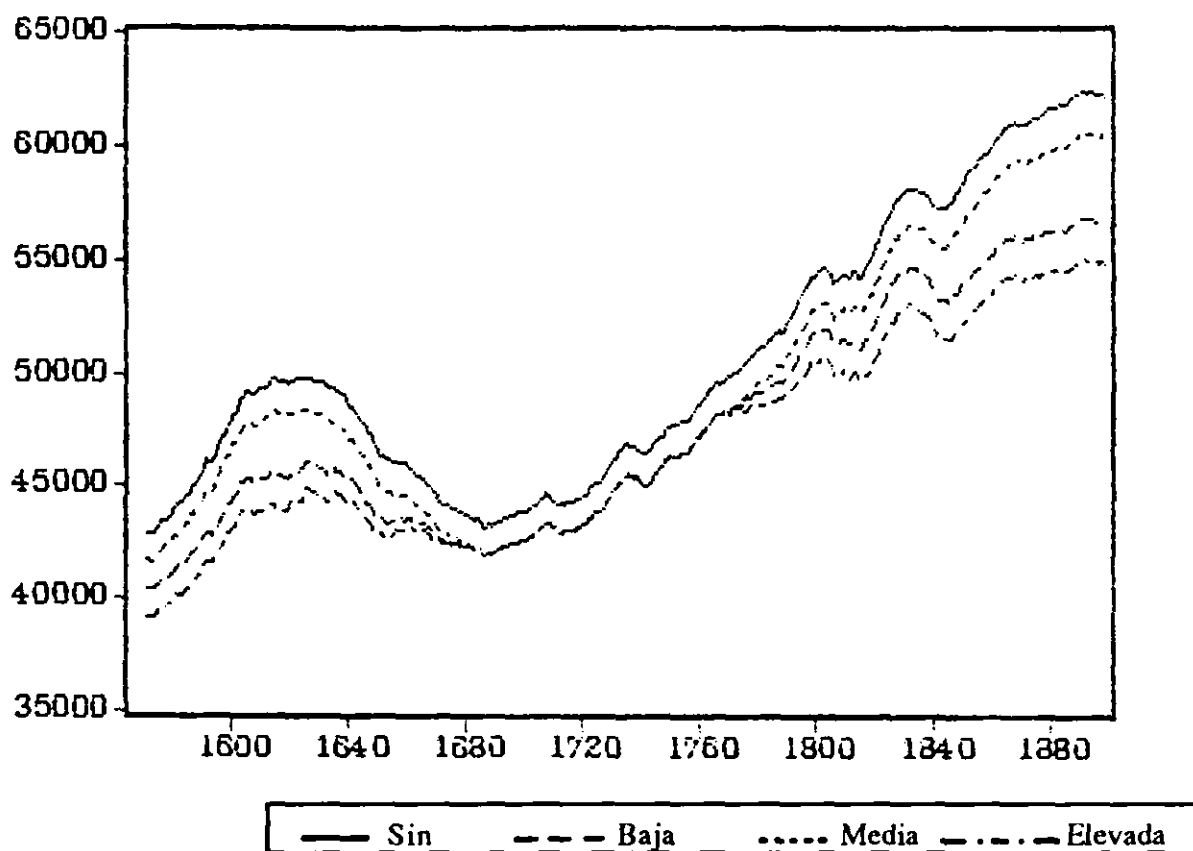
4 A pesar de los ajustes introducidos para compensar el subregistro de defunciones (Reher, 1992), la serie resultante está aún probablemente algo subestimada, aunque esto sea más visible en términos de los efectivos de población que de las tasas de crecimiento a largo plazo. La tasa de crecimiento natural entre 1787 y 1887, cuando tenemos estimaciones independientes del tamaño de la población, revelan una población para 1887 bastante por encima de la del censo. Esto sólo puede explicarse o por una tasa de migración neta extremadamente negativa y muy poco plausible (cercana a -0.5% anual), o por un subregistro de las defunciones. La migración neta en los 51 partidos judiciales rurales de la región entre 1887 y 1900 fue de -0.18% anual (Reher, et al., 1992).

5 En ambas estimaciones el dato de la provincia de Madrid, fuertemente influenciado por la propia ciudad, no ha sido incluido.

gración neta positiva debido a la existencia de Madrid y, en menor medida, a la posibilidad de emigrar a ultramar. 2) A lo largo del período analizado, los momentos de emigración más intensa ocurrirían a fines del siglo XVI, y a fines del XVIII y comienzos del XIX. En ambos momentos las densidades rurales relativamente elevadas y la atracción de los grandes centros urbanos estimularían la emigración. 3) La emigración afectaría a gente entre 18 y 32 años de edad⁶.

Figura 2

Población estimada para una muestra de parroquias de Castilla La Nueva, con hipótesis migratorias divergentes y una esperanza de vida (e_0) subyacente de 27,3 años



La evaluación final de los resultados, los cuales aquí mostramos únicamente en parte, sugiere que las mejores estimaciones de las tendencias de la población total se consiguen combinando niveles moderados y variables de emigración con un nivel de mortalidad cercano o ligeramente superior a una esperanza de vida al nacer de 27,3 años. Los resultados de estas proyecciones pueden verse en la figura 2. Incluso si aceptáramos la

⁶ Se han probado cuatro niveles de emigración: sin emigración, nivel bajo (-0,06% anual), media y variable (entre -0,06 y -0,20), y alta y variable (entre -0,06 y -0,28).

interpretación más desfavorable del método y las hipótesis subyacentes no se mantuvieran, los resultados nos dan al menos una primera estimación de las tendencias a largo plazo, que no se desprenden de la simple serie de nacimientos. Lo más notable aquí es el efecto de la estructura por edad en la localización temporal de las principales tendencias de la población, como queda de manifiesto al comparar las figuras 1 y 2. Naturalmente, utilizar distintos supuestos de mortalidad arrojaría resultados muy diferentes. Lo que no se contempla en este estudio es una alteración tal del nivel de mortalidad en el período que terminase afectando de manera significativa las tendencias y el tamaño de la población.

Tabla 2
Estimaciones de la población total y de la estructura por edades en Castilla La Nueva

Año	Población total		Año	Edad	Estructura por edades (%)	
	1	2			1	2
1591	53.644	42.967	1787	0 - 15	36,1	35,7
				16 - 50	48,3	48,0
				> 50	15,6	16,3
1787	49.281	49.740	1860	0 - 15	36,6	37,8
				16 - 50	51,1	46,3
				> 50	12,3	15,9
1860	54.198	55.317	1877	0 - 15	34,6	36,5
				16 - 50	47,9	47,4
				> 50	17,5	16,0
1887	55.371	56.585	1887	0 - 15	36,3	36,1
				16 - 50	47,3	47,9
				> 50	16,5	16,0

1 = Basado en datos censales

2 = Estimaciones con una mortalidad subyacente de $e_0 = 27.3$, con niveles medios y variables de emigración.

La información de la estructura por edades en 1787 se basa en los 26 pueblos de la muestra; en las restantes fechas se refiere a las zonas rurales de las provincias de Castilla La Nueva.

Con todo, tenemos razones para creer que nuestras estimaciones tienen una utilidad considerablemente mayor que eso. Cuando se comparan con estimaciones independientes de la población total y de la estructura por edades (tabla 2) se ajustan aceptablemente. La única inconsistencia al contrastar totales de población ocurre cuando ambas estimaciones mostradas están

considerablemente por debajo de la cifra del Vecindario 1591, a pesar del bajo coeficiente utilizado por vecino (3,6)⁷. En todas las otras fechas la coincidencia entre totales censales y nuestras estimaciones es buena. Lo mismo ocurre con los datos de estructura por edades. En este caso, sin embargo, los datos censales del siglo XIX se refieren a las áreas rurales de Castilla La Nueva, y no a nuestra muestra de 26 pueblos, sugiriendo por lo tanto que nuestra muestra es razonablemente representativa de toda la región.

II. Nupcialidad

Los matrimonios en las parroquias de Castilla La Nueva oscilan durante el período considerado entre un mínimo de 244 en 1578 y un máximo de 718 en 1819. Las considerables fluctuaciones están, como se podría esperar, estrechamente relacionadas con los mayores acontecimientos económicos, epidemiológicos y políticos del período. Las tasas de nupcialidad (ver figura 3) calculadas en base a la estimación más verosímil de la población total son elevadas y crecientes en las dos últimas décadas del siglo XVI, y son seguidas de una rápida caída hasta 1640. La tasa de nupcialidad va creciendo gradualmente desde los bajos niveles de mediados del siglo XVII hasta alcanzar un nivel relativamente alto entre 1720 y 1760; el descenso siguiente es interrumpido por el pico de los años 1820, para volver a caer en la profunda depresión de los 1830. Cuando se han comparado las tasas calculadas de esta manera con otras estimaciones independientes, el ajuste ha sido bastante bueno (tabla 3).

La tasa bruta es, de todas maneras, un pobre indicador del esquema de nupcialidad. La influencia de la estructura por edades en su valor es mínima debido a lo repartido del calendario de nupcialidad entre las distintas edades y a la relativa estabilidad de la fracción de población entre 20 y 40 años, de donde proceden la mayoría de los contrayentes. Períodos largos con alta (o baja) tasa de nupcialidad pueden ser consecuencia del calendario por edades de la nupcialidad, de la proporción de solteros, de la frecuencia de la viudedad (conectada estrechamente con el nivel de mortalidad) y de la proporción de segundas nupcias. Nuestro objetivo aquí es restringir el margen de indeterminación; esto puede hacerse de modo eficaz cuando hay disponibles reconstrucciones de familias (con información

7 Hay ciertos indicios de que este recuento sobreestima la población total de Castilla (como ha sido sugerido por algunos autores), y parece comprobarse al comparar las estimaciones oficiales de 1591 y 1787, que implican un descenso fuerte, cuando la serie de bautismos muestra lo contrario. De otra forma, sólo una drástica reducción en la esperanza de vida tras el siglo XVI, o una inmigración intensa en las zonas rurales durante el período, ambas opciones inverosímiles, podrían explicar la estimación superior.

sobre edad al matrimonio, frecuencia de segundas nupcias, etc.) o recuentos de población con detalles de estado civil y edad (para obtener la proporción de solteros). Sin embargo, con cierto ingenio podemos añadir valor a la información ya disponible a través de una manipulación conveniente de las series vitales que nos permita obtener información sobre la distribución por edades de la nupcialidad y sobre el celibato permanente.

Tabla 3
Tasas brutas de natalidad, mortalidad y nupcialidad derivadas por distintos métodos

Año	Natalidad		Mortalidad		Nupcialidad	
	1	2	1	2	1	2
1787	40,0	40,7	40,6	41,3	9,3	9,3
1860	39,7	43,6	32,0	32,6	8,3	8,5
1887	40,2	40,5	32,6	33,4	7,2	8,3

1 = Basado en datos censales y en registro vital oficial.

2 = Estimado con una mortalidad subyacente de $e_0 = 27,3$, con nivel medio y variable de emigración.

La información de series vitales de 1787 se refiere a los 26 pueblos de la muestra; en las demás fechas se refiere a las zonas rurales de las provincias de Castilla La Nueva.

a) Edad al matrimonio

En otro artículo (Livi Bacci, 1977) hemos avanzado la hipótesis de que un tamaño reducido en una o más cohortes de nacimiento causará, con un retardo cercano a la edad modal al matrimonio de las mujeres, una caída en el número de matrimonios y, análogamente, un pico en la serie de nacimientos generará un máximo de matrimonios. Con más generalidad, las fluctuaciones en los nacimientos se reproducirán, con un cierto retardo temporal, en las fluctuaciones de los matrimonios. Sin embargo: 1) Cada cohorte de casamiento (matrimonios celebrados en un año dado) está formada por los matrimonios de varias cohortes de nacimiento (es decir, fundamentalmente las cohortes nacidas entre 15 y 40 años antes). Por consiguiente las fluctuaciones de los nacimientos se reproducirán en las fluctuaciones de los matrimonios, pero éstas últimas estarán amortiguadas, siendo esta amortiguación más débil o fuerte según lo más o menos concentrado que esté el calendario de matrimonios en torno a la edad modal (no habría amortiguación si todos se casaran a la edad modal). 2) Las fluctuaciones en los matrimonios dependen, aparte del tamaño variable de

las cohortes de nacimiento, de otros factores como la mortalidad o las crisis económicas, o cambios en el esquema de nupcialidad de las distintas cohortes (aumentos o disminuciones de la edad al matrimonio). El procedimiento utilizado elimina en primer lugar el efecto amortiguador de la nupcialidad (mediante la conversión de los nacimientos acontecidos en matrimonios hipotéticos mediante el uso de modelos tipo de nupcialidad y mortalidad); en segundo lugar, los matrimonios reales se suavizan con una media móvil en un intento de minimizar las fluctuaciones no relacionadas con el efectivo de las cohortes; en tercer lugar, se han encontrado las correlaciones entre las dos series (nacimientos convertidos en matrimonios hipotéticos y matrimonios reales suavizados) para diferentes retardos: el retardo entre la ponderación de nacimientos y los matrimonios observados para el que se obtiene un mayor coeficiente de correlación se toma como estimación de la edad modal al matrimonio⁸. El procedimiento está cargado de problemas metodológicos aún sin resolver. Requiere un perfeccionamiento matemático, si bien las pruebas en el pasado han producido algunos resultados alentadores.

La aplicación del método arroja algunos resultados interesantes. Por ejemplo, para el período 1586-1601 que muestra un nivel inusualmente alto de nupcialidad (tasa bruta de 10,59‰), la edad modal al matrimonio estimada es 24 años. 1630-1649, por otro lado, fue un período de nupcialidad excepcionalmente baja (7,82‰): la edad modal estimada es 28 años. Un tercer período, 1716-48, se caracteriza por alta nupcialidad (9,63‰), reduciendo la edad modal a 24 años, edad que se mantiene para 1805-1824, otro período de alta nupcialidad. En otro período adverso para la nupcialidad (1825-40, tasa bruta de 6,77‰) la matriz de correlaciones muestra signos negativos (probablemente otros factores que no podemos eliminar oscurecen la relación) y no se puede realizar estimación alguna.

Es difícil decir si 24 ó 28 son estimaciones plausibles de la edad modal al matrimonio para ambos sexos (o para el femenino) en períodos de

8 En un año dado t , el número de matrimonios, M_t , es igual al producto de cada cohorte de nacimiento en edad de casarse en t , o B_{t-x} (y por tanto nacidos en los años entre $t-a$ y $t-b$, siendo a y b las edades mínima y máxima al casarse) por la probabilidad de supervivencia hasta el año t , o $P_{x,t}$, combinada con la probabilidad de contraer matrimonio en el año t , o $N_{x,t}$.

$$\text{Ecuación 1: } M_t = \sum_{x=a}^b B_{t-x} P_x^t N_x^t \quad [1]$$

La serie de matrimonios hipotéticos, M_t , se obtiene insertando en la ecuación (1) los valores de P_x y N_x derivados de los calendarios de mortalidad apropiados (modelo sur, $e_0 = 27,3$, Coale y Demeny, 1966) y nupcialidad (basado en una edad modal al casarse de 24) (Coale, 1971: 200). La serie real de matrimonios M_t está suavizada con una media móvil de 5 años (M'_t). Se correlacionan entonces la variación porcentual anual de M_t y M'_t para diversos retardos, y el retardo que arroja la correlación más elevada es la estimación de la edad modal al casarse.

alta y baja nupcialidad; en todo caso, sí es plausible que la edad al matrimonio sea más reducida en momentos favorables que en momentos adversos para el matrimonio. No nos arriesgamos a deducciones adicionales hasta que se intente una mejora y una amplia contrastación del método.

b) Índice de celibato definitivo.

Una manipulación adecuada de las series vitales puede también ayudar en la obtención de información sobre el celibato definitivo. La figura 3 muestra, junto a la tasa de nupcialidad, el ratio S, un indicador de la proporción de una cohorte que no llega al matrimonio al quedarse célibe⁹. Aquí únicamente presentamos las líneas generales de un método basado en los siguientes 4 postulados:

- 1) El número de matrimonios que tienen lugar en una cohorte de 10 años están representados aproximadamente por la totalidad de matrimonios celebrados en un período de 10 años (t, t+9), como media 25 años después (t+25, t+34);
- 2) La diferencia entre el tamaño de la cohorte y el número de matrimonios 25 años más tarde representa aproximadamente los miembros de la cohorte que no llegan al matrimonio (sea porque mueran o emigren o porque se queden solteros);
- 3) Los miembros de la cohorte que no llegan al matrimonio por que mueren está representado aproximadamente por aquellos que mueren antes de los 15 años de edad;
- 4) La proporción que muere antes del matrimonio es una fracción constante de las muertes acontecidas entre los instantes t y t+14.

S es el ratio de la cantidad expresada en 2) y el número total de fallecidos entre t y t+14; el nivel de este ratio y sus cambios a largo plazo están estrechamente correlacionados con el índice de celibato permanente.

⁹ En una población con un calendario matrimonial de tipo europeo se puede mostrar empíricamente que una gran proporción de una cohorte de nacidos en 10 años (nacidos entre t y t+9) que llegue al matrimonio se habrá casado 25 años después, o entre t+25, t+34, y que podemos considerar esta última cantidad como un indicador de la primera. Si calculamos la diferencia

$$\text{Ecuación 2: } B_{t,t+9} - M_{t+25,t+34} = \Delta_{t,t+9} \quad [1]$$

representa, o es un buen indicador de aquellos de la cohorte de nacimiento $B_{t,t+9}$ que no llegan al matrimonio por (1) morir (o migrar) antes del matrimonio, o (2) por quedarse solteros. Podemos decir también que:

$$\text{Ecuación 3: } \Delta_{t,t+9} = \Delta_{t,t+9}^{\lambda} + \Delta_{t,t+9}^{\mu} \quad [2]$$

donde Δ^{λ} representa aquellos que mueren antes de la edad al matrimonio y Δ^{μ} los que quedan solteros. En una población con fecundidad más o menos constante, la proporción de defunciones totales entre las edades de 20 y 25 años es aproximadamente constante cuando e_0 está por debajo de 40. En esta situación, hemos mostrado en otro lugar que Δ^{λ} (representando aquellos que no llegan a casarse porque mueren - o migran - antes) constituyen una proporción aproximadamente constante de todas las muertes ocurridas entre t,t+14, o $D_{t,t+14}$. Calcularemos por lo tanto:

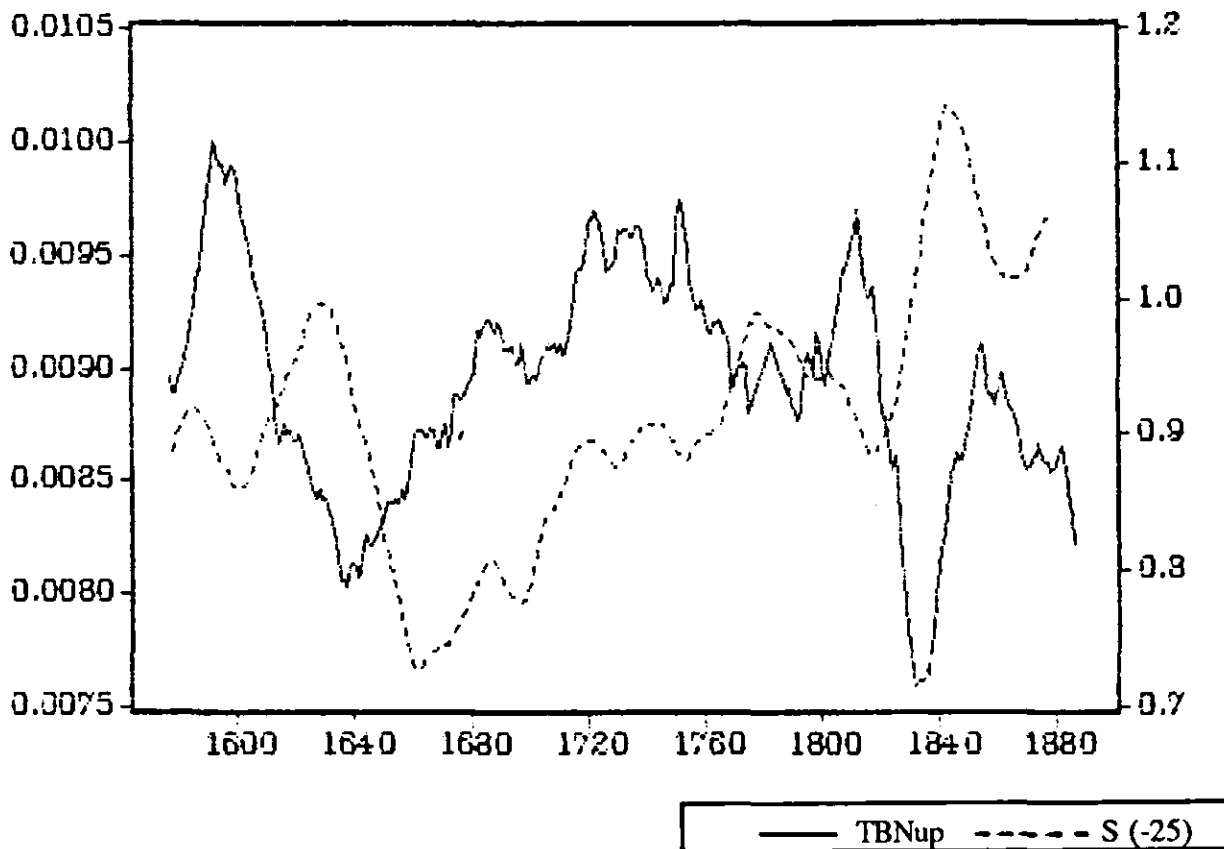
$$\text{Ecuación 4: } \Delta_{t,t+9} / D_{t,t+9} = (\Delta_{t,t+9}^{\lambda} / D_{t,t+9}) + (\Delta_{t,t+9}^{\mu} / D_{t,t+9}) \quad [3]$$

Llamaremos S a este ratio. Variaciones de S, Δ^{μ} , en el tiempo serán imputables, principalmente a cambios en la cantidad "desconocida" o en la proporción de los efectivos de una cohorte que no llegan al matrimonio por permanecer solteros.

La inspección de la figura 3, donde el celibato se refiere a las cohortes nacidas 25 años antes, muestra que el celibato aumenta durante las primeras 4 décadas del siglo XVII para reducirse en los siguientes 30 años. Desde 1660 a 1780 hay un crecimiento continuo, dando paso a una depresión en la segunda década del siglo XIX, para volver a crecer fuertemente y alcanzar el máximo para todo el período hacia 1840. La tendencia creciente desde la segunda mitad del XVII a mediados del XIX debe reflejar una tendencia creciente en el celibato, a no ser que venga acompañado por una disminución continuada de la mortalidad (y/o con crecimiento continuado de la emigración). Ninguna de las dos hipótesis es probable que haya ocurrido. Otro rasgo interesante de la figura 3 es la relación negativa a medio plazo entre la tasa de nupcialidad y el indicador de celibato. Cada vez que el primero tiene un nivel elevado (alrededor de 1600, a mediados del siglo XVIII, en las primeras dos décadas del XIX) el segundo es reducido y viceversa (a mediados del XVII, fines del XVIII, mediados del XIX). Esta relación negativa debía esperarse y como no parece consecuencia del método de cálculo de S, refuerza su significado.

Figura 3

Tasa bruta de nupcialidad (TBNup) e índice estimado de soltería (S) para una muestra de parroquias de Castilla La Nueva (medias móviles de 25 términos)



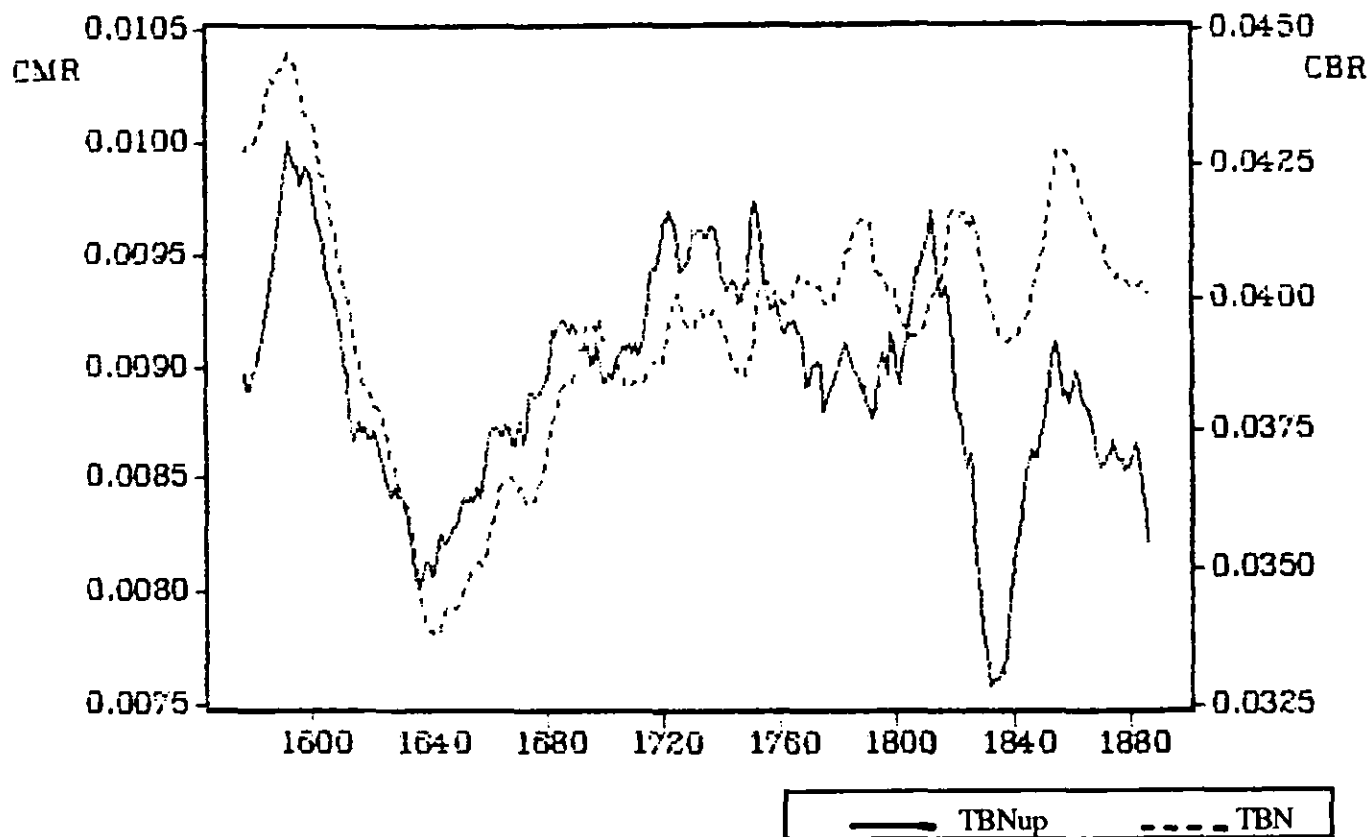
III. Fecundidad

En Castilla La Nueva la tasa de natalidad, que toca un techo durante la segunda mitad del siglo XVI (por encima de 40‰), comienza a caer justo antes de fin de siglo, y alcanza un punto mínimo en torno a 33‰ hacia 1640. Este descenso, explicable en el contexto de la crisis social, económica y política que tiene lugar en España en esos años, es de corta duración al recuperarse significativamente la fecundidad en la segunda mitad del siglo. El aumento de la tasa de natalidad continúa a lo largo de los siglos XVIII y XIX (en 1860 la tasa bruta de natalidad está por encima de 42‰, su nivel más elevado desde el siglo XVI). No obstante, esta evolución tiende a ser cíclica y a intervalos casi regulares de 30 años entre 1670 y 1860 se alcanzan máximos relativos. Es de destacar que la tasa de natalidad permanece elevada hasta el mismo final del período estudiado, al no vislumbrarse por ninguna parte signos de transición de la fecundidad. Cuando hemos podido confrontar estas tasas con estadísticas vitales calculadas independientemente, el ajuste ha sido aceptable, tan sólo sobreestimándose algo la tasa para 1860 (tabla 3). A lo largo de los tres siglos estudiados las tasas de natalidad experimentan claros ciclos que requieren explicación.

La medida en la que las tendencias y fluctuaciones en la tasa de nupcialidad condicionan las tendencias en la tasa de natalidad puede observarse en la figura 4. El examen de ambas series sugiere una serie de relaciones entre ambos indicadores. a) Hay una covariación diferente entre las tendencias a medio y largo plazo de ambas series. b) Cambios en la nupcialidad son seguidos por cambios similares en la tasa de natalidad con un intervalo medio de entre 5 y 6 años. Esto es coherente con la relación teórica existente entre matrimonios y nacimientos, especialmente cuando la ilegitimidad es muy baja (como en Castilla). Lo estrecho y el retardo temporal del ajuste son notables, y mayores que los obtenidos en otros estudios (Wrigley y Schofield, 1981: 426-430). c) Mientras que los cambios en la nupcialidad explican el modelo general de las fluctuaciones, la intensidad relativa de los cambios no es siempre coincidente. Esto es más claro entre 1600 y 1640, cuando la caída relativa de la tasa de natalidad es más acentuada que la de la tasa de nupcialidad, y entre 1820 y 1840, cuando la nupcialidad decrece mucho más, en términos relativos, que lo hace la tasa de natalidad. d) Entre 1780 y 1800 hay una discrepancia entre las tendencias de ambas series. Estos dos últimos puntos sugieren que la nupcialidad no puede por sí sola explicar completamente las tendencias de la tasa de natalidad, y deberían tomarse en consideración otras variables, especialmente la fecundidad en el matrimonio.

Figura 4

Tasa bruta de nupcialidad (TBNup) y tasa bruta de natalidad (TBN) para una muestra de parroquias de Castilla La Nueva (medias móviles de 25 términos)



Se puede estudiar la fecundidad matrimonial en ausencia de estadísticas censales y sin acudir a la reconstrucción de familias. Cuando los nacimientos se registran por duración del matrimonio, se pueden calcular tasas de fecundidad según la duración del matrimonio para un año dado; la suma de estas tasas da una medida del tamaño familiar final, o el número medio de hijos por matrimonio. El nivel de esta medida es función no solamente de la fecundidad matrimonial sino también de la frecuencia de ruptura de uniones debida a la mortalidad, divorcio o migración (y está parcialmente compensado por las segundas y sucesivas nupcias). Un calendario idéntico de fecundidad marital puede arrojar un número medio de hijos por matrimonio menor si la frecuencia de ruptura de uniones es alta, y viceversa.

Cuando sólo se dispone de series vitales agregadas el número medio de hijos por matrimonio no puede calcularse. Sin embargo, aplicando un calendario estándar de fecundidad marital a los matrimonios que puedan tener un hijo en un año dado (es decir, los matrimonios celebrados en ese

año y en los 24 anteriores), podemos calcular una estimación del número medio de hijos por matrimonio (F)¹⁰.

Las variaciones temporales de F pueden derivarse de los siguientes 4 factores:

- 1) cambios en la frecuencia de ruptura de los matrimonios antes del fin del período fértil (por muerte, divorcio, migración);
- 2) cambios en la edad al casarse;
- 3) cambios en el calendario de los nacimientos que no afectan al tamaño final de la familia (son fluctuaciones a corto plazo, y prácticamente quedan eliminadas al suavizar);
- 4) un cambio real en la actitud de las parejas. El análisis de la fecundidad se propone aislar el factor 4); sin embargo, en la aplicación del método a los datos castellanos, las variaciones de F son también debidas a los factores 1) y 2), sobre los cuales ya se ha acumulado alguna información.

La serie F estimada se muestra junto a la tasa bruta de natalidad en la figura 5. La inspección de la figura sugiere las siguientes conclusiones generales:

a) La tendencia a largo plazo de la curva de fecundidad en el matrimonio tiene forma de U, llegándose a niveles cercanos a 4,75 hijos por matrimonio en el siglo XVI y de nuevo en el siglo XIX, oponiéndose a períodos de baja fecundidad (4 hijos por mujer) entre 1640 y 1750. Esta tendencia a largo plazo no es distinta de la de la tasa de natalidad.

b) Deflactando la serie F con un indicador de supervivencia hasta el matrimonio (ISM, ver más abajo en la sección IV) no altera las tendencias básicas. Se supone que el indicador de supervivencia hasta el matrimonio está estrechamente relacionado con la mortalidad tras el matrimonio, una presunción verosímil pero no probada.

10 Si i es la duración del matrimonio, t el año de la observación, $b(i,t)$ los hijos legítimos tenidos en el año t por los casados i años antes, y $M(i)$ son los matrimonios en el año $t-i$, las tasas específicas por duración son:

$$f_i = b_i^t / M_i \quad [1]$$

y el número medio de hijos por matrimonio (ignorando el efecto de la terminación de matrimonios) es:

$$\text{Ecuación 5: } M_t = \sum_{i=0}^{\omega} b_i^t / M_i = \sum_{i=0}^{\omega} f_i \quad [2]$$

donde ω es la mayor duración del matrimonio para la que hay un nivel significativo de fecundidad. Cuando no disponemos de los nacimientos legítimos por duración del matrimonio, un número estándar de nacimientos legítimos en t , b_t , puede calcularse con la ayuda de un calendario tipo de tasas de fecundidad por duración del matrimonio f_i . La suma de estas tasas, o F_t , es el número medio estándar de hijos por matrimonio. Podemos ahora estimar el valor de F como:

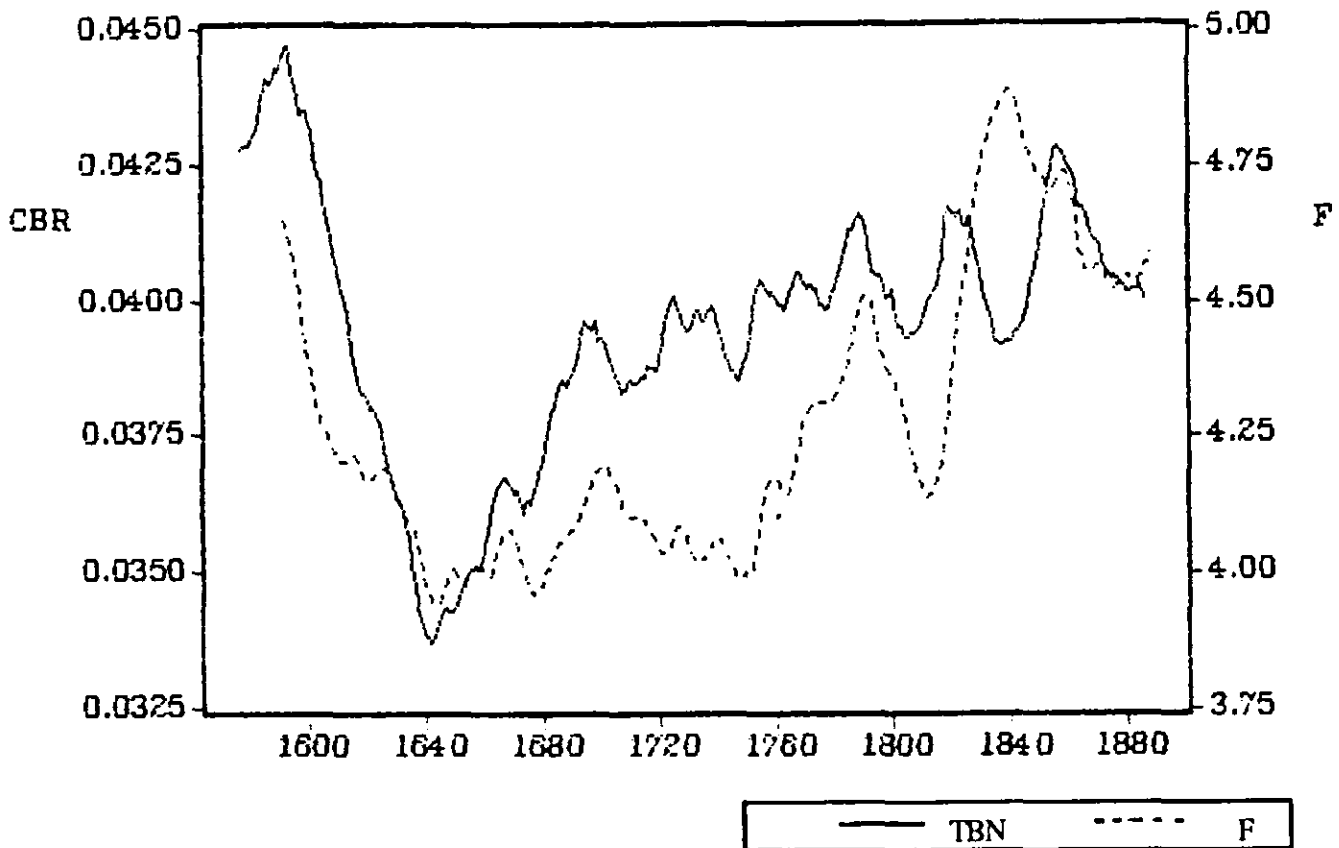
$$b_t / b_t \times \bar{F} = F_t \quad [3]$$

El calendario tipo empleado para las estimaciones de este artículo es el derivado del pueblo de Fiesole, de los matrimonios celebrados entre 1630 y 1680.

c) Las fluctuaciones a medio plazo de las dos series están ligadas estrechamente (nótese la coincidencia en la figura 5 de la mayor parte de los máximos y mínimos); esto es en parte consecuencia del hecho de que el numerador en ambos es el número de nacimientos. Posteriormente argumentaremos que esta covariación no es meramente consecuencia de un artefacto estadístico.

Figura 5

Tasa bruta de natalidad (TBN) y número medio estimado de hijos por matrimonio (F) para una muestra de parroquias de Castilla La Nueva (medias móviles de 25 términos)



d) Los períodos de discrepancia en las dos series (tendencias enfrentadas entre 1715 y 1750, y entre 1825 y 1850), así como el crecimiento pronunciado de la fecundidad en el matrimonio a fines del siglo XVIII, ayudan a explicar estos ajustes imperfectos entre las tasas brutas de nupcialidad y natalidad que hemos observado antes. Hay tres períodos con tendencias enfrentadas; describámoslos brevemente:

1600-1640: Durante la primera parte de este período la caída de la tasa de natalidad fue mayor que la de la tasa de nupcialidad ya que la fecundidad en el matrimonio estaba también cayendo abruptamente (aproximadamente en un 14%).

1780-1800: El único punto de discordia entre la TBNup y la TBN ocurre durante estos años y se explica por el incremento pronunciado de la fecundidad en el matrimonio durante el período.

1830-1845: Aquí la caída de la TBN no fue tan severa como la de la TBNup principalmente debido a que la fecundidad en el matrimonio alcanzó su máximo para los tres siglos en este período.

e) Una buena parte de la varianza observada en la serie de la tasa bruta de natalidad puede explicarse por las fluctuaciones de la nupcialidad y de la fecundidad matrimonial.

IV. Mortalidad

Hemos subrayado anteriormente que las series de defunciones que conforman la base de datos de Castilla La Nueva adolecen a menudo de subregistro y han sido sometidas a una serie de ajustes. A pesar de estos problemas, la serie de tasa bruta de mortalidad (TBM) nos da una visión bastante precisa de las fluctuaciones a medio y largo plazo, aunque no de la magnitud real. La serie de TBM para Castilla La Nueva muestra que la mortalidad fue alta entre 1590 y 1610, descendió hasta 1620, tuvo entonces niveles relativamente altos hasta casi 1690 (figura 6). Desde ese momento hasta fines del siglo XVIII la mortalidad permaneció relativamente baja, salvo para el intervalo 1730-1760. A fines del XVIII y comienzos del XIX la TBM fue de nuevo muy elevada (debido en gran parte a la crisis de 1803-1805 y a las muertes ocurridas durante la Guerra de la Independencia, 1808-1812). Entre 1820 y 1840 las tasas de mortalidad fueron reducidas, y aumentaron ligeramente a partir de entonces. Cuando hemos contrastado estas tasas con estadísticas vitales de distinto origen, no se han detectado contradicciones serias (tabla 3). Estas comparaciones, en cualquier caso, se refieren a datos del siglo XIX, cuando el registro de la mortalidad era mucho mejor que en períodos anteriores.

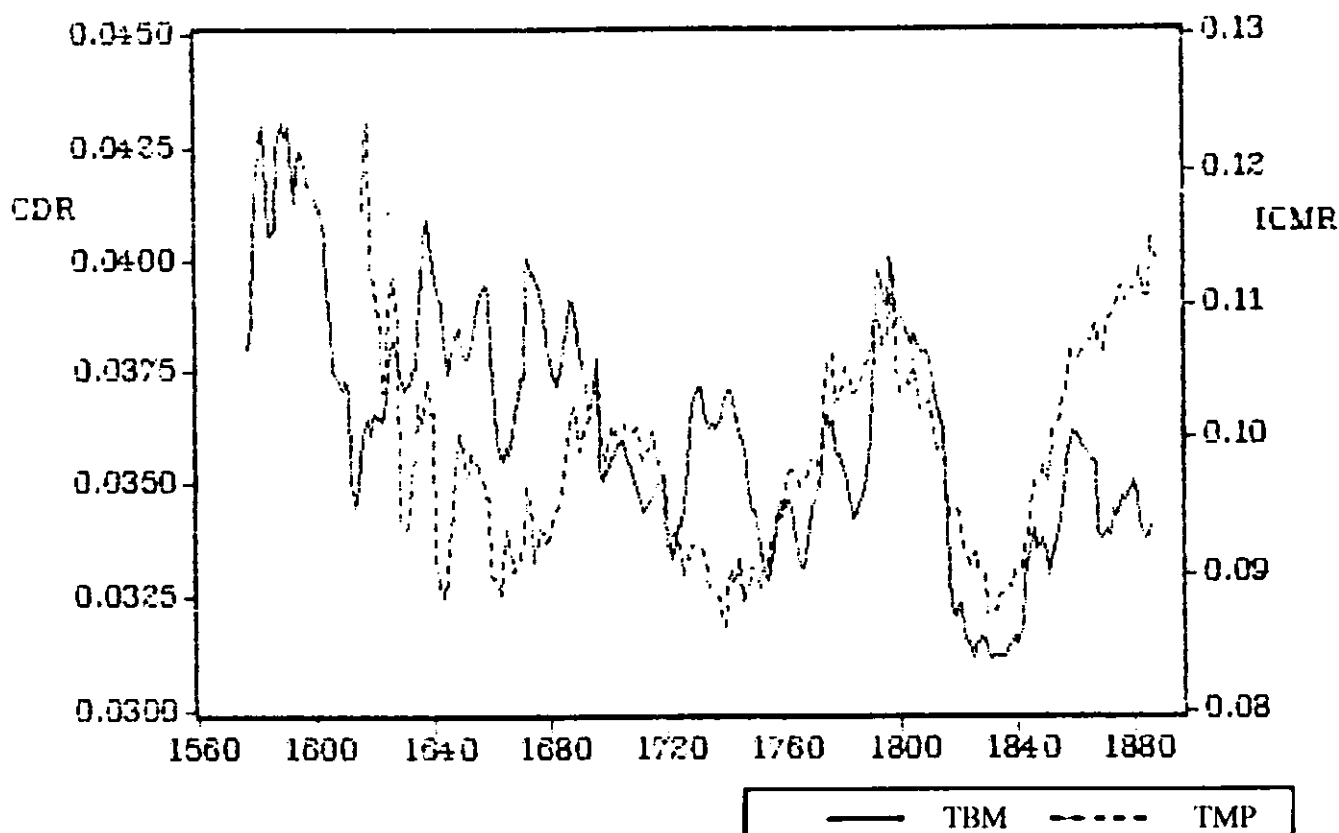
Si queremos una visión más exacta de la mortalidad castellana necesitamos información complementaria. Lo intentaremos mediante un acercamiento directo y otro indirecto. El primero será la estimación de la mortalidad en la infancia mediante las defunciones de párvulos anotadas en los libros parroquiales de algunos pueblos de la muestra con registro de alta calidad¹¹. Se estimaron tasas de mortalidad de párvulos (TMP) dividiendo el número de defunciones de párvulos entre una estimación de la población de 0 a 7 años (obtenida al aplicar coeficientes de supervivencia a las cohortes de nacimiento de los siete años anteriores). Los datos resultantes

¹¹ El primero de éstos aparece a comienzos del siglo XVII. Para 1700 el número de parroquias útiles se ha incrementado a cuatro, y para 1800 a once.

(representados junto con la TBM en la figura 6) muestran alta mortalidad de párvulos durante la primera parte del siglo XVII, niveles relativamente bajos entre 1650 y 1760 (con la excepción del aumento entre 1690 y 1720). La segunda mitad del siglo XVIII se caracteriza por un empeoramiento en la mortalidad, que es seguido por niveles bajos entre 1830 y 1850 y por niveles en ascenso desde ese momento (posiblemente debido a un mejor registro de mortalidad). En conjunto hay una similitud notable en las tendencias de TBM y TMP, con algunas excepciones que se comentarán más adelante en esta sección.

Figura 6

Tasa bruta de mortalidad (TBM) y tasa de mortalidad de párvulos (TMP) para una muestra de parroquias de Castilla La Nueva (medias móviles de 25 términos)



El método indirecto (ISM) no hace uso de las series de mortalidad y requiere una breve introducción metodológica. Hemos visto anteriormente que el número de matrimonios de un año es igual a la suma de los productos del efectivo de las cohortes de nacimiento por tasas de nupcialidad y supervivencia. Supongamos que cada miembro de la cohorte contrae matrimonio y que no fallece nadie; elijamos un modelo de nupcialidad que

pueda ajustarse al caso de la población estudiada. Para cada año natural t podemos calcular un número hipotético de matrimonios $M'(t)$ multiplicando los efectivos de las cohortes susceptibles de casarse en t (por lo tanto los nacidos entre 15 y 50 años antes de t) por la tasa de nupcialidad apropiada. El ratio $M(t) / M'(t)$ (que denominaremos Indicador de Supervivencia al Matrimonio, o ISM) entre los matrimonios celebrados y los hipotéticos (en ausencia de celibato permanente y mortalidad) está afectado por la incidencia de los siguientes tres factores:

- 1) El nivel de mortalidad entre el nacimiento y el matrimonio -cuanto más baja sea la mortalidad, mayor es el ratio-.
- 2) La distribución de la nupcialidad por edades. Un esquema tardío implica -a mortalidad constante- una menor proporción de supervivientes hasta la edad de matrimonio. Sin embargo, dado el bajo riesgo de mortalidad entre los adultos jóvenes (incluso en regímenes de alta mortalidad) y la variabilidad relativamente reducida del esquema de nupcialidad por edades, la importancia de este factor es relativamente débil.
- 3) La proporción de celibato permanente: cuanto más elevada sea, menor es el ratio.

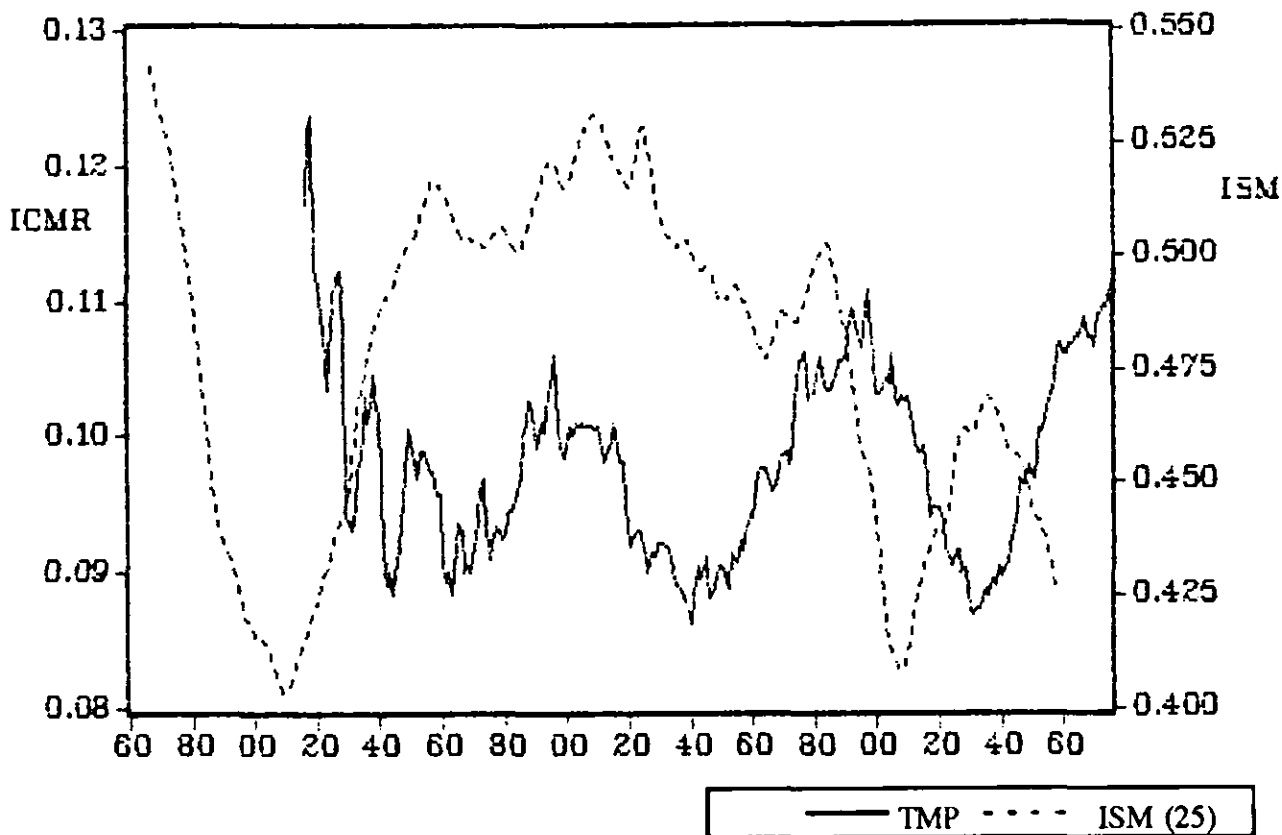
Los factores 1 y 3 son las más importantes fuentes de variación del ratio. En otro artículo hemos mostrado que si hay disponibles estimaciones de la proporción de celibato y de la edad al matrimonio, los ratios pueden emplearse para estimar la mortalidad con la ayuda de tablas tipo. Nuestro conocimiento del modelo de nupcialidad no es suficiente para este uso más sofisticado del método, pero tendencias del ratio M' / M pueden utilizarse para acrecentar nuestro conocimiento de los esquemas de mortalidad.

Observemos la figura 7, donde el indicador de supervivencia hasta el matrimonio (ISM, o el ratio M' / M) se representa junto a nuestra estimación anterior de la TMP. Añadamos que la mayoría de las defunciones que ocurren antes del matrimonio, y que afectan por tanto al ISM, tienen lugar en los primeros 5 o 10 años de vida, y que por consiguiente las dos series reflejan el mismo fenómeno (aunque con un retardo de algunos años) y deberían estar estrecha e inversamente relacionadas¹². Esto precisamente es lo que ocurre en la figura 7, de donde pueden subrayarse los siguientes puntos principales.

- 1) El indicador de supervivencia es alto desde la mitad del siglo XVII a la mitad del XVIII, y bajo al comienzo de los siglos XVII y XIX. Este esquema es compatible con el de la TMP.

12 Al basarse ISM en cohortes de casamiento, sus valores se han representado 25 años antes.

Figura 7
Tasa de mortalidad de párvulos (TMP) e índice de supervivientes al matrimonio (ISM) para una muestra de parroquias de Castilla La Nueva (medias móviles de 25 términos)



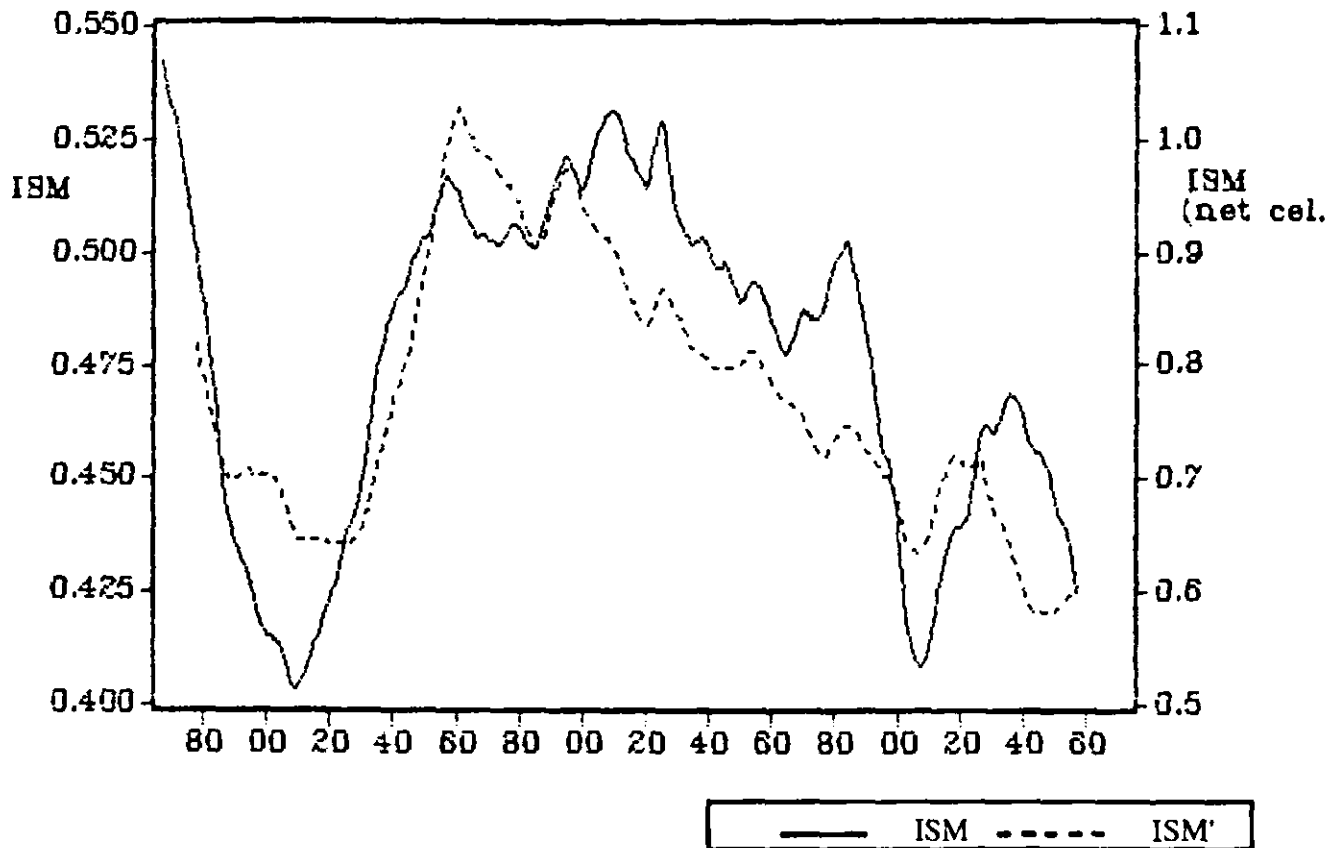
2) De cualquier modo, el ISM (como apuntábamos antes) aparte de reflejar la mortalidad también refleja los niveles variantes del celibato y de la edad al casarse: podemos intentar corregir el primero de estos factores, mientras que la información sobre el segundo es insuficiente para ser utilizada. La figura 8 enfrenta ISM y ISM "deflactado" con nuestra estimación de celibato, obteniéndose la deflacción dividiendo los números índices de ISM por el indicador S de celibato. El ISM deflactado confirma las principales conclusiones de 1), en particular el nivel relativamente elevado de supervivencia desde mediados del siglo XVII hasta mediados del XVIII. Sin embargo, el nivel más elevado de supervivencia debe localizarse en torno a 1670, en vez de en torno a 1720, y el empeoramiento en el nivel de supervivencia en la segunda mitad del XVIII hasta la crisis de 1800-1812 es ininterrumpido (una tendencia mostrada por la TMP).

3) La comparación entre las TBM y las estimaciones de mortalidad a edad joven (TMP o ISM) pueden también indicar períodos en que la ten-

dencia de la mortalidad en conjunto difiere de la de la mortalidad en la infancia. Por ejemplo, mediados del siglo XVII y de nuevo el comienzo del XVIII pueden haber sido momentos de empeoramiento de la mortalidad de adultos relativa a la de la infancia, mientras que a fines del siglo XVIII y a comienzos del XIX las tendencias son similares en ambos casos.

Figura 8

Índice de supervivientes al matrimonio (ISM) e índice de supervivientes al matrimonio deflactado por las tendencias de celibato (ISM') para una muestra de parroquias de Castilla La Nueva (medias móviles de 25 términos)



Es preciso emplear una precaución extrema a la hora de interpretar los resultados derivados de nuestra muestra de Castilla La Nueva, y estas observaciones deben ser consideradas más como hipótesis para investigaciones futuras que como conclusiones en firme.

V. Conclusiones

En el presente artículo hemos propuesto una serie de métodos alternativos para la estimación de parámetros demográficos a partir de datos

agregados de registro vital, y los hemos probado con unas largas series de acontecimientos vitales de la región de Castilla La Nueva que comprenden más de 3 siglos, y hemos evaluado los resultados. En conjunto, el método básico de reconstrucción de las tendencias pasadas de una población se ha mostrado venturoso, habiendo superado con éxito las comparaciones realizadas con estimaciones derivadas independientemente del tamaño de la población, la estructura por edades y las tasas brutas. Este método puede ser útil en zonas donde el registro de defunciones es poco fiable. Otras estimaciones de tendencias demográficas han arrojado resultados de diferente carácter, desde moderadamente decepcionantes (edad al casarse), a bastante satisfactorios (celibato, fecundidad matrimonial, mortalidad). A pesar de defectos evidentes, han probado ser un complemento útil al uso exclusivo de las tasas brutas de nupcialidad, natalidad y mortalidad.

El método aquí usado ha permitido ilustrar las tendencias a largo plazo y los puntos de inflexión de una serie de parámetros básicos. También nos han dado una visión rápida de algunas interrelaciones en el sistema demográfico de Castilla La Nueva. La sensibilidad de las tasas de natalidad a las tendencias en la nupcialidad y en la fecundidad marital es uno de los resultados más notables. La contribución de las tendencias en el celibato a la tasa bruta de nupcialidad o los caminos potencialmente divergentes de la mortalidad en las edades adultas e infantiles son resultados dignos de mención. Se ha dado un paso modesto hacia la comprensión de los mecanismos que funcionaban en el sistema demográfico de Castilla La Nueva. Futuras investigaciones examinarán las fuerzas motores del sistema y harán uso de datos económicos.

Bibliografía

- Coale, A.J. y Demeny, P., 1971, "Age patterns of marriage", *Population Studies*, 25, 2, 193-214.
- Coale, A.J. y Demeny, P., 1966, *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. Princeton, Princeton University Press.
- Dopico, F., 1987, "Regional mortality tables for Spain in the 1860s", *Historical Methods*, 20, 4, 173-179.
- Dopico, F. y Rowland, R., 1990, "Demografía del censo de Floridablanca", *Revista de Historia Económica*, 8, 3, 591-618.
- Lee, R.D., 1974, "Estimating series of vital rates and age structures from baptisms and burials: A new technique with applications to pre-industrial England", *Population Studies*, 28, 495-312.
- Lee, R.D., 1975, "Natural fertility, population cycles and the spectral analysis of births and marriages", *Journal of the American Statistical Association*, 70, 350, 295-304.

- Lec, R.D., 1985, "Inverse projection and back projection: comparative results and sensitivity tests for England", *Population Studies*, 39, 233-248.
- Livi Bacci, M., 1977, "Can Anything Be Said about Demographic Trends When Only Aggregate Vital Statistics Are Available?", en Lec, R.D., ed., *Population Patterns in the Past*. New York, Academic Press, 311-336.
- Oeppen, J., 1981, "Aggregative back projection", en Wrigley, E.A. y Schofield, R.S., *The Population History of England, 1541-1871. A reconstruction*. London, Edward Arnold, Appendix 15, 715-738.
- Reher, D.S., 1992, "Dinámicas demográficas en Castilla La Nueva, 1550-1900: Un ensayo de reconstrucción", en Nadal, J. (coord.), *La evolución demográfica bajo los Austrias*, Alacant, Instituto Juan Gil Albert.
- Reher, D.S., Pombo, N. y Nogueras, B., 1992, *España a la luz del censo de 1887*, Madrid, Instituto Nacional de Estadística.
- Wrigley, E.A. y Schofield, R.S., 1981, *The Population History of England, 1541-1871. A reconstruction*. London, Edward Arnold.