

MORTALIDAD, MOVIMIENTOS MIGRATORIOS Y EDAD DE ACCESO AL MATRIMONIO EN LA PENINSULA IBERICA

Robert Rowland

I

Hace más de treinta años el demógrafo británico John Hajnal concibió un método sencillo para la estimación de la edad media de acceso al matrimonio, utilizando las proporciones de solteros, por edad, tal y como aparecen en los censos (Hajnal, 1953). En su artículo, Hajnal insistió en que su método no debería considerarse tan sólo como un sucedáneo de cálculos más laboriosos que serían posibles con una mejor información civil (registros) o eclesiástica, de los matrimonios; toda vez que las proporciones de solteros al reflejar los efectos de los primeros matrimonios, pueden en cierto modo constituir un indicador más sensible de los cambios en los comportamientos nupciales que las tasas brutas de nupcialidad, que no tienen en cuenta el anterior estado matrimonial de los contrayentes.

Para los demógrafos historiadores, sin embargo, la principal ventaja del método radica en el hecho de permitir un análisis de la nupcialidad de aquellas poblaciones para las que no existe un registro adecuado de los matrimonios, o donde el cálculo de las edades de acceso al matrimonio por medio del cruce nominativo entre registros de nacimiento (o de bautismo) y de matrimonio resultaría demasiado laborioso o incierto.

Además del hecho de que el método produzca estimaciones separadas de la edad de acceso al matrimonio y de la intensidad del mismo (o sea, del nivel de soltería definitiva), éste permite que se hagan comparaciones con los resultados de cálculos efectuados tras la reconstrucción de familias con base en registros parroquiales. Por eso, cuando se utilizan censos o documentos análogos, el cálculo separado de la edad de acceso al matrimonio y de su intensidad, según el método de Hajnal es preferible, (sobre todo en Demografía Histórica) al de los índices sintéticos de nupcialidad como el I_m de Princeton.¹

II

Estas posibilidades de comparación y la facilidad relativa del cálculo han hecho que el llamado "método de Hajnal" haya sido incorporado al instrumental básico de los demógrafos-historiadores. Asimismo, la fórmula correspondiente ha sido ampliamente reproducida sin referencia alguna ni al contexto original del artículo de Hajnal ni a las numerosas restricciones que contiene.² No será por lo tanto inútil volver al razonamiento de Hajnal y reexaminar las condiciones de validez del método.

En términos generales, la aplicación del método depende de dos condiciones. En primer lugar, de la posibilidad de considerar la situación en un momento dado de varias cohortes sucesivas, tal como vienen registradas en los censos, lo que puede constituir una representación adecuada de la trayectoria de una única cohorte ficticia.

En segundo lugar, de la posibilidad de interpretar la disminución en la proporción de solteros registrados en edades sucesivas, de modo que se refleje el número de primeros matrimonios que ocurren, a cada edad, en la experiencia de dicha cohorte ficticia.

Por tanto, y admitiendo que el acceso al matrimonio ocurre entre los 15 y los 50 años, hay que presumir que:

a) la población tomada haya sido estable a lo largo de los 50 años anteriores al censo;

b) los comportamientos nupciales de la población hayan sido estables a lo largo de los 35 años anteriores al censo; y que,

c) no haya ni mortalidad ni movimientos migratorios entre los 15 y los 50 años.

Bajo estas condiciones, si

S_x = proporción de solteros en la población (masculina o femenina) a la edad x

a = edad mínima de acceso al matrimonio

b = edad máxima de acceso al matrimonio.

SMAM = edad media de acceso al matrimonio (singulate mean age at marriage)³

entonces:

$$(1) \quad \text{SMAM} = \frac{\sum_{a}^b S_x - S_b(b - a)}{1 - S_b} + a$$

En una población (hipotética) en que todas las condiciones mencionadas se hallasen satisfechas, el resultado de este cálculo (SMAM) sería exactamente igual a la media aritmética de las edades de los que se hubiesen casado por primera vez, entre las edades a y b en cualquiera de los (b - a) años anteriores al censo en cuestión.

III

Es evidente que la tercera de las condiciones de validez del cálculo es poco realista. Dicho postulado c) puede sin embargo sustituirse por otra condición menos restrictiva, a saber, que d) la incidencia de la mortalidad y de los movimientos migratorios entre los 15 y los 50 años sea igual, en cada edad, para los solteros y para los casados y viudos.

En este caso SMAM representará una ligera sobrevaloración de la edad media de acceso al matrimonio. Esto se debe a que las condiciones a), b) y d) nos permiten la derivación de un conjunto de tasas de nupcialidad, por edades, con base en las "tasas de desaparición" de los solteros (expresadas por las disminuciones sucesivas en las proporciones de solteros), pero en cambio no tienen en cuenta el hecho que la población con riesgo de casarse en edades sucesivas viene siendo reducida por la mortalidad. Derivar la edad media de acceso al matrimonio directamente de las tasas de nupcialidad es en cierto modo equivalente a incluir en el cálculo los matrimonios que hubieran realizado los que han muerto en el estado de solteros. Puesto que estos matrimonios "frustrados" son en general matrimonios tardíos, su inclusión produce una ligera sobrevaloración que Hajnal reconoce, pero no intenta cuantificar de la edad media de acceso al matrimonio. Una vez que la amplitud de la distorsión es proporcional "ceteris paribus" al nivel de la mortalidad de adultos, sus efectos serán más significativos en el caso de poblaciones históricas que en el de las poblaciones contemporáneas analizadas en el artículo.

Hajnal concentró su atención, no en las consecuencias de la adopción del postulado d) sino en las distorsiones provocadas por su violación es decir, por la mortalidad y emigración selectivas de los solteros. Los efectos de estos dos factores concluye, son análogos y acumulativos: al reducir las proporciones de solteros se crea la ilusión de matrimonios adicionales; y una vez que estos matrimonios "espureos" tienden a concentrarse en las edades más avanzadas, dice, su efecto global es el de acentuar la sobrevaloración de la edad estimada de acceso al matrimonio. Esta segunda distorsión será tanto más significativa cuanto más elevadas sean las proporciones de solteros.

Con el objetivo de establecer su límite máximo, Hajnal calculó que en una población hipotética masculina con un nivel de mortalidad igual al de Francia en 1933-38 pero con proporciones de solteros iguales a las de Irlanda en 1941, la distorsión podría ser de hasta seis meses. Pero en poblaciones normales sus efectos serían bastante menos significativos. El análisis de las mejores estadísticas entonces disponibles sobre emigración por estado matrimonial -las de Suecia en 1901 y 1910- sugirió además, que los efectos de la emigración selectiva de solteros eran menos sensibles que los de la mortalidad selectiva. Hajnal pudo así concluir que en poblaciones reales el efecto acumulativo de las distorsiones producidas por la mortalidad y la emigración selectivas de solteros no excedería, en casos extremos, a los seis meses.

La fórmula general presentada anteriormente se basa en las proporciones de solteros por cada año de edad entre los 15 y los 50 años. Cuando sólo existen datos por grupos de edad la proporción de solteros en cada uno de los grupos en cuestión debe de ser multiplicada por el número de años correspondiente al grupo respectivo.⁴ Hajnal afirma que los efectos de esta simplificación son poco significativos, y cita el caso de Suiza (1941), en que la distorsión producida por la utilización de grupos quinquenales (a la vez de años individuales) es de +0.08 año para los varones y de -0.05 año para las mujeres. Aun así, en este caso los efectos son poco significativos, hay que tener en cuenta que cuando el cálculo se basa en grupos de edad y no en años individuales la amplitud de las distorsiones podrá variar en función de la distribución efectiva de las edades de acceso al matrimonio y/o el número de años en cada uno de los grupos de edad en cuestión.

De la presentación y discusión en el artículo original de Hajnal parece poder concluirse que SMAM constituye una estimación relativamente exacta de la edad media de acceso al matrimonio. Las distorsiones que resultan de la inobservancia de las condiciones c) y d) parecen ser relativamente reducidas, y en los ejemplos citados se traducen en una sobrevaloración sistemática no superior en seis meses.

IV

Pero esta conclusión reconfortante no debe de ser interpretada como autorización para el cálculo indiscriminado de SMAM siempre que la información requerida se encuentre disponible. Hajnal utilizó su método en el análisis en poblaciones del siglo XX cuyo nivel de mortalidad era relativamente bajo: pero allí donde ese nivel haya sido significativamente más elevado que en Francia durante los años 1930 -es decir, en casi todas las poblaciones estudiadas por la demografía histórica- ese límite de seis meses podrá no cumplirse.

Sus ejemplos, por otra parte, están referidos a poblaciones nacionales. No sólo se trata de poblaciones suficientemente numerosas como para reducir al mínimo el riesgo de errores debido a las fluctuaciones aleatorias (produciendo cambios en la proporción de solteros entre un grupo de edad y el siguiente que no tienen nada que ver con las tasas de nupcialidad correspondientes), sino que, lo que es todavía más importante, se reducen las distorsiones debidas a los movimientos migratorios en virtud de las migraciones internacionales. Cuando no se verifiquen estas condiciones favorables, SMAM no podrá constituir más que una aproximación a la edad media de acceso al matrimonio, y los márgenes de error propuestos por Hajnal no podrán ser objeto de cuantificación.

V

En las páginas siguientes se intentará una estimación de la magnitud y dirección de las distorsiones que resultan de la aplicación del método de Hajnal a situaciones donde no todas las condiciones ya mencionadas se verifican, pero donde hay razones para suponer que los errores se mantendrán dentro de los límites que corresponden a los ejemplos citados en su artículo.

Este ejercicio se ha hecho necesario en el contexto de un análisis de pautas regionales de nupcialidad en la Península Ibérica en los siglos XVIII y XIX. Los principales problemas que hubo que afrontar han sido dos. En primer lugar, el hecho de que el nivel de mortalidad en la Península, aunque muy variable en el espacio y algo menos en el tiempo, fuera generalmente bastante elevado.⁵ Una vez que la esperanza de vida de la población española permaneció inferior a los 35 años hasta finales del siglo XIX, ha parecido aconsejable, como precaución, intentar una estimación de las distorsiones

que este hecho hubiera podido introducir en el cálculo de SMAM. En segundo lugar, que cualquier análisis referido al nivel regional tendría que tener en cuenta las migraciones internas (entre provincias y regiones), o internacionales.⁴

Aun así, los ejemplos aquí utilizados ponen de manifiesto que en la Península Ibérica, a finales del siglo XIX⁴, algunas de las modificaciones y extensiones del método de Hajnal que aquí se presentan podrían ser aplicables en situaciones análogas, allí donde los niveles de mortalidad o las características de los movimientos migratorios resten aplicabilidad al método original de cálculo o pongan en duda la exactitud de sus resultados.

VI

Como se ha visto el método de Hajnal presupondría idealmente la inexistencia de mortalidad o de movimientos migratorios entre los 15 y los 50 años (condición c). Cuando esta condición no se encuentre satisfecha y haya sido sustituida por otra más realista (condición d): existencia de mortalidad o migraciones selectivas de los solteros, el resultado será una ligera sobrevaloración de SMAM. Aún reconociendo su existencia, Hajnal no ha intentado calcular la magnitud de esta distorsión. Pero toda vez que sus efectos se acumulan a los que se deriven de la inobservancia de la condición (d) en contextos donde el nivel de mortalidad fuese relativamente elevado.

El gráfico 1 representa la nupcialidad de una población imaginaria en que los efectivos en cada grupo de edad son iguales y en que no hay ni migraciones ni mortalidad. Para facilitar la exposición sólo se tendrá aquí en cuenta la población con menos de 85 años. Los cambios en las proporciones de solteros en cada grupo de edad no reflejan otros factores que el número de primeros matrimonios ocurridos a cada edad. La edad media de acceso al matrimonio corresponde al número medio de años vividos en el estado de solteros por los miembros de cada generación que acceden al matrimonio y puede calcularse directamente utilizando la fórmula de Hajnal, correspondiente, en su forma general, a la ecuación ya mencionada (1). Las dos áreas sombreadas en el gráfico corresponden al número de años-persona vividos, respectivamente en el estado de casados o viudos antes de la edad media de acceso al matrimonio (A_m) y en el estado de solteros después de esa misma edad, por los miembros de la población que acceden al matrimonio.

Las dos áreas son iguales. Consecuentemente el rectángulo ABCD corresponde (i) al número de años-persona vividos en el estado de casados o viudos (hasta los 85 años) por cada generación, e (ii) al número de individuos casados o viudos que pueden ser observados, en cualquier momento, en la población con menos de 85 años. La proporción de casados y viudos en esa población es así igual a la proporción de dicha población con edades situadas entre la edad media de acceso al matrimonio (A_m) y los 85 años, multiplicada por la proporción de cada generación que efectivamente accede al matrimonio.?

Sea

A_m = edad media de acceso al matrimonio

L_x = proporción de la población con edad x

a = proporción de cada generación que no accede al matrimonio

S_p = proporción de solteros en la población entre los 0 y los 85 años

S_b = proporción de solteros en la población entre los b y los 85 años.

Entonces:

$$(2) \quad (1 - S_p) = \frac{\sum_{A_m}^{85} L_x (1 - a)}{A_m}$$

$$(3) \quad (1 - S_b) = \frac{\frac{\sum_{A_m}^{85} L_x (1 - a)}{A_m}}{(1 - \sum_0^b L_x)}$$

Así tenemos

$$(4) \quad \frac{\sum_0^b L_x}{A_m} = \frac{(1 - S_p)}{(1 - a)} = \frac{(1 - S_b) (1 - \sum_0^b L_x)}{(1 - a)}$$

Pero una vez que

$$(5) \quad \frac{\sum_0^b L_x}{A_m} = 1 - \frac{A_m}{\sum_0^b L_x},$$

tenemos

$$(6) \quad \frac{A_m}{\sum_0^b L_x} = 1 - \frac{(1 - S_p)}{(1 - a)} = 1 - \frac{(1 - S_b) (1 - \sum_0^b L_x)}{(1 - a)}$$

Bajo las condiciones referidas de inexistencia de mortalidad o de migraciones el valor de A_m en la expresión (6) es exactamente igual al de SMAM, y ambos corresponden a la media aritmética de las edades de acceso al matrimonio observadas en la población.

Si se sustituye la condición de ausencia de mortalidad tout court por la ausencia de mortalidad selectiva de solteros, las proporciones de solteros en cada edad no serán afectadas y el valor de SMAM permanecerá inalterado. Pero SMAM ya no corresponderá a la media efectiva de las edades de acceso al matrimonio, porque algunos solteros, que de otro modo se habrían casado y cuyos matrimonios están previstos en el cálculo de SMAM, habrán muerto antes de casarse.

Bajo estas condiciones el valor de A_m (en la expresión (6)) será más reducido que en condiciones de inexistencia de mortalidad. Esto queda claro en el gráfico 2, que reproduce el mismo conjunto de relaciones que el gráfico 1, pero bajo condiciones de mortalidad severa ($e_0(F) = 25$). En ambos gráficos, las proporciones de solteros en cada grupo de edad son idénticas. El número de casados y viudos está representado en el gráfico 1, por el rectángulo ABCD, y en el gráfico 2 por el área triangular ABC.

Mientras que bajo condiciones de ausencia de mortalidad - y con las proporciones de solteros representadas en el gráfico- el valor de A_m era de 25.95 años, bajo las condiciones de mortalidad representadas en el gráfico 2 A_m queda reducido a 25.68 años. Esto es porque A_m como se ha dicho, es la edad en que el número de años-persona vividos en el estado de casados o viudos antes de dicha edad es idéntico al número de años-persona vividos en el estado de solteros, después de esa edad, por quienes acaban por acceder al matrimonio. Una vez que la incidencia de la mortalidad es relativamente más severa en las edades superiores a A_m , las dos áreas sombreadas en el gráfico 2 sólo serán iguales con un valor más bajo de A_m .

Si la mortalidad de casados y viudos en edades inferiores a A_m correspondería exactamente a la media de las edades observadas de acceso al matrimonio, y la discrepancia entre A_m y SMAM (0.27 año en este ejemplo), representaría la distorsión introducida por la mortalidad en el cálculo de este último indicador. En realidad, esa discrepancia corresponde al efecto de la diferencia entre la mortalidad en edades respectivamente superiores e inferiores a A_m y representa por lo tanto sólo una parte de dicho error. Sin embargo, y todá vez que no es grave considerar como insignificante la mortalidad de casados y viudos en edades inferiores, A_m podrá en condiciones reales de mortalidad, y sobre todo de mortalidad severa, ser considerado un indicador más fiable que SMAM de la edad media de acceso al matrimonio.

Pero hasta ahora el análisis ha sido efectuado en términos de poblaciones estacionarias, en las cuales la situación de los grupos de edad sucesivos corresponde a la experiencia de una cohorte ficticia. Si la tasa de crecimiento de la población es positiva el efecto será análogo al que hubiera sido producido por una intensificación de la mortalidad, y el valor de A_m será más bajo que en el caso de una población estacionaria.

Una vez que el valor de A_m determinado por la expresión (6) es, en el caso de una población estacionaria casi exactamente igual a la edad media de acceso al matrimonio, aunque podría no serlo en condiciones más realistas. Se ha intentado una estimación de las desviaciones bajo distintas condiciones de crecimiento y de mortalidad. El mismo ejercicio ha permitido también una estimación de las desviaciones de A_m respecto a SMAM en condiciones más reales. Visto que estas desviaciones no dependen sólo de la tasa de crecimiento o del nivel de mortalidad, sino que también están afectadas por la distribución de las edades de acceso al matrimonio, los cálculos han sido efectuados utilizando dos funciones distintas de nupcialidad. Excepto en el caso imaginario de ausencia de mortalidad cada población -femenina- corresponde a una población modelo "Sur" con determinados niveles de

mortalidad, tasas de crecimiento y pautas de nupcialidad (A o B : cf. cuadro 1). Los resultados del cálculo (cuadro 2) corresponden a la aplicación de la expresión (6) a distintas poblaciones modelo construidas según los parámetros -modelo y nivel de mortalidad, tasa de crecimiento y pauta de nupcialidad- ya mencionados.

Cuadro 1: FUNCIONES MODELO DE NUPCIALIDAD FEMENINA:
PROPORCIONES DE SOLTERAS POR GRUPOS DE EDAD

	Grupos de edad					
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	>39
Poblac. A	0.95	0.6	0.3	0.2	0.1	0.1
Poblac. B	0.98	0.8	0.6	0.45	0.3	0.33

Cuadro 2: VALORES DE A_m BAJO DISTINTAS CONDICIONES DE MORTALIDAD, CRECIMIENTO Y NUPCIALIDAD (POBLACIONES FEMENINAS, MODELO "SUR")

(i) Población A

Tasa de crecimiento (%)	Esperanza de vida				
	25	30	40	57.5	(00)
0	23.96	24.00	24.05	24.12	24.17
0.5	23.90	23.93	23.98	24.05	24.10
1.0	23.83	23.86	23.92	23.98	24.03
1.5	23.77	23.80	23.85	23.91	23.96

(ii) Población B

Tasa de crecimiento (%)	Esperanza de vida				
	25	30	40	57.5	(00)
0	26.04	26.08	26.14	26.22	26.27
0.5	25.96	26.00	26.06	26.14	26.19
1.0	25.88	25.92	25.98	26.06	26.11
1.5	25.81	25.85	25.91	25.98	26.03

Como sería de esperar, el indicador A_m se revela más sensible en el caso de la población B a las variaciones en el

nivel de mortalidad y en la tasa de crecimiento, pero las diferencias no son muy significativas. A la luz de la discusión anterior (Sección III) es también estimulante verificar que hasta bajo las condiciones extremas que proporcionan una esperanza de vida de 25 años y de una tasa de crecimiento anual de 1.5% la diferencia entre SMAM y A_m se mantiene abajo de 0.5 años. •

Del análisis anterior puede concluirse -admitiendo como insignificante la mortalidad de casados y viudos en edades inferiores a la edad media de acceso al matrimonio- que los valores de A_m bajo condiciones de crecimiento anual nulo (la línea superior en cada parte del cuadro 2) son casi exactamente iguales a la edad media de acceso al matrimonio que bajo las distintas condiciones de mortalidad correspondientes a las respectivas pautas de nupcialidad del cuadro 1. Estos valores son simultáneamente más bajos que SMAM y más elevados que A_m en poblaciones con crecimiento positivo, pero en ambos casos las diferencias no sobrepasan los tres meses.

Estos resultados confirman que aún bajo condiciones de mortalidad mucho más severas que las contempladas por Hajnal en su artículo, la sustitución de la condición c) por la condición d) (cfr. arriba, Sección III) no invalida la utilización de SMAM como indicador aproximado de la edad media de acceso al matrimonio; el cuadro 2 indica el grado de distorsión -muy reducido- que resulta de esa sustitución.

Al mismo tiempo estos resultados indican que A_m puede considerarse una alternativa aceptable en los casos en que, con la información disponible, resulte más fácil o realista proceder a su estimación. En una población estacionaria el valor de A_m será muy ligeramente superior al valor "real" de la edad al matrimonio; pero en poblaciones con un crecimiento anual moderado esta distorsión quedará anulada por la distorsión contraria debida al crecimiento de la población, y el valor del indicador A_m podrá considerarse para todos los efectos igual a la edad media de acceso al matrimonio.

Esta conclusión presupone, sin embargo, que la condición d) -ausencia de mortalidad diferencial de los solteros- sea respetada. Como hemos visto, Hajnal ha calculado que bajo condiciones hipotéticas (nupcialidad irlandesa y mortalidad francesa alrededor de 1935-40), la mortalidad diferencial de solteros podría originar una sobrevaloración de SMAM de hasta seis meses. No disponemos de datos que permitan evaluar sus efectos en condiciones demográficas semejantes a las de la Europa preindustrial; pero una vez que esa misma situación hipotética es poco probable en un contexto histórico, y a la luz de los resultados anteriores, no será demasiado optimista suponer que el límite de seis meses es susceptible de ser estimado en situaciones típicas de la Europa preindustrial.

Por lo que respecta al efecto de la mortalidad diferencial de solteros sobre el valor de A_m , lo único que puede decirse es que tenderá a producir valores ligeramente más bajos, acentuando los efectos de una tasa positiva de crecimiento de la población. Y aunque no sea posible cuantificarla, parece probable que esta distorsión se mantendrá dentro de límites comparables con los que ya ha habido posibilidad de cuantificar.

VII

El cálculo de A_m por cualquiera de las versiones de la expresión (6) exige que sean conocidos los siguientes elementos de información:

- a) la proporción de solteros en la población (o en la población con más de b años),
- b) el nivel de celibato definitivo; y
- c) la estructura por edades de la población.

Cuando la información sobre la estructura por edades es inexistente, o demasiado limitada para permitir, aún mediante el recurso de interpolación, la estimación directa de A_m , la información conocida puede conjugarse con la que se puede derivar de una población modelo apropiada. En este caso la estimación indirecta de A_m exige que, a la vez que la estructura efectiva por edades, se conozcan los parámetros que permitan definir la población modelo correspondiente. Cuando se utilicen las tablas-tipo de Princeton habrá que conocer (o poder estimar) el modelo apropiado, el nivel de mortalidad (o la esperanza de vida) y la tasa de crecimiento, para seguidamente determinar la estructura por edades de la población modelo de referencia. Aunque sea relativamente simple, hasta con un microordenador doméstico, generar la población modelo apropiada y posteriormente estimar el valor de A_m que corresponde a los parámetros conocidos, esta operación sólo se justificaría en el contexto de un estudio específico. Para el cálculo ocasional de A_m por este método indirecto una aproximación aceptable del valor de A_m puede obtenerse mediante la aplicación de una ecuación de regresión.

Sea

M = nivel de mortalidad ($e_0(F) = 17.5 + 2.5 M$);

R = tasa de crecimiento anual (%);

S_b = proporción de solteros en la población con más de b años; y

a = celibato definitivo (%).

Entonces, en una población correspondiente al modelo "Sur",

$$(7) A_m(F) = 0.001 S_b (14 M - 112 R + 4 S_b + a + 184) - 0.00276 a (3 M - 29 R + a + 122) - 0.00286 M (M + 40 R) + 0.00698 b (7 R + b + 92) + 1.05214 R + 5.455,$$

y

$$(8) A_m(M) = 0.00101 S_b (11 M - 94 R + 4 S_b + a + 168) - 0.00266 a (3 M - 27 R + a + 120) - 0.00143 M (M + 46 R) + 0.00712 b (6 R + b + 89) + 0.28917 R + 6.017.$$

VIII

En su presentación original Hajnal ha basado su discusión de las distorsiones producidas por los movimientos migratorios en un análisis de los datos suecos referidos a la emigración (internacional) en el periodo 1901-1910. Para determinar el límite máximo del efecto de la migración selectiva sobre las proporciones de solteros no ha incluido en su análisis ni a la inmigración ni a los regresos de emigrantes. Esta decisión quizás ha contribuido a reforzar su tendencia a considerar los efectos de las migraciones como análogos a los de la mortalidad, y podrá explicar su conclusión que los movimientos migratorios tienden a producir una sobrevaloración de SMAM.

En el contexto ibérico, y sobretodo a nivel regional, dicha conclusión no es necesariamente válida. En algunas regiones, y en particular las del Noroeste, la emigración de solteros hacia América, y hacia otras regiones de la Península ha sido desde siglos un fenómeno estructural relacionado con los sistemas de propiedad, herencia y familia. En otras partes las migraciones temporales a otras regiones o a las ciudades parecen haber sido frecuentes, pero en ambos casos, los efectos de las migraciones sobre las proporciones de solteros, y por consiguiente sobre el valor de SMAM, pueden haber sido

distintos de los producidos por la mortalidad. La "desaparición" de solteros en edades más bajas que la edad media de acceso al matrimonio reduce las proporciones de solteros en esas edades y crea la ilusión de matrimonios precoces espúreos. El regreso de emigrantes solteros en edades más avanzadas, incrementa la proporción de solteros en esas edades, produciendo la ilusión de unos "matrimonios negativos" y reduciendo todavía más el valor de SMAM, a menos que este efecto sea compensado por los matrimonios posteriores (y tardíos) de los emigrantes regresados. Cualquier discusión de las distorsiones producidas por un nivel determinado de emigración tendrá en efecto que tener en cuenta tanto la distribución por edades de los migrantes como la medida en que la emigración y el regreso puedan estar relacionados con pautas y estrategias de matrimonio y formación de nuevos agregados domésticos.

Desgraciadamente no disponemos de estadísticas de emigración suficientemente exactas para permitir una estimación de las distorsiones relativas al siglo XIX, y para el siglo XVIII todavía menos. Una vez que la emigración parece haber sido un fenómeno casi exclusivamente masculino hasta finales del siglo XIX, la estimación de la nupcialidad femenina será poco afectada; pero en el caso de los varones habrá que elegir entre abandonar el análisis por medio de SMAM o recurrir a métodos indirectos y aproximativos de estimación.

En el caso de España y Portugal en el siglo XIX, si admitimos, en la ausencia de tablas regionales de mortalidad, que la estructura por sexo y edades de la mortalidad en cada región corresponde a la de una de las "familias" de tablas-tipo de mortalidad de Princeton (en nuestro caso el modelo "Sur") ^{1º}, y si admitimos, además que

- a) las poblaciones regionales son relativamente estables,
- b) la distribución por edades de los migrantes es estable; y que
- c) sólo los varones son migrantes,

entonces ya se hace posible, por medio de una comparación entre las relaciones de masculinidad por edades, en la población observada y en la población modelo correspondiente, proceder a la estimación del número de varones que faltan (o sobran) en cada grupo de edades.

En términos generales, y para cada edad x , si PM_x y PF_x son las poblaciones masculina y femenina presentes, si RMT_x es la relación de masculinidad correspondiente en la población modelo apropiada, y si M_x es la migración neta (masculina)

expresada como proporción de los supervivientes hasta la edad x (presentes y ausentes) en cada cohorte, entonces

$$PM_x$$

$$(9) M_x = \frac{PM_x}{PF_x \cdot RMT_x} - 1$$

$$PF_x \cdot RMT_x$$

El cuadro 3 presenta una estimación de la migración neta masculina por edades, en 21 regiones ibéricas en la segunda mitad del siglo XIX. Los números han sido calculados relacionando los efectivos presentes en cada grupo de edades (según el censo portugués de 1878 y el español de 1887) con las relaciones de masculinidad correspondientes en una población modelo de Princeton (modelo "Sur", nivel 5, R = 0.5%). Aunque ni el nivel de mortalidad ni la tasa de crecimiento hayan sido los mismos en todas las regiones, las variaciones en estos parámetros tienen un efecto reducido sobre las relaciones de masculinidad en los grupos de edades en cuestión, y los números del cuadro constituyen una aproximación aceptable a los valores reales. En las regiones donde la mortalidad era en realidad más severa, el nivel de emigración habrá sido ligeramente sobrevalorado, pero la estructura por edades de la migración no habrá sido afectada.

Como puede observarse en el cuadro, los niveles de emigración son mucho más elevados en el Noroeste de la Península que en las regiones centro-meridionales; pero en todas las regiones su nivel es suficientemente elevado para producir distorsiones significativas en cualquier análisis basado en las proporciones de solteros observadas en la población presente.

Cuadro 3 : PORTUGAL (1878) Y ESPAÑA (1887): MIGRACION NETA MASCULINA, POR EDADES Y REGION

	<u>16-25</u>	<u>26-35</u>	<u>36-50</u>
Alentejo	-5.2	-1.6	+7.8
Algarve	-15.3	-14.7	-2.8
Andalucía	-8.7	-4.9	-2.8
Aragón	-6.2	-6.7	-4.7
Asturias	-31.6	-35.0	-31.9
Beira Alta	-22.3	-23.1	-16.5
Beira Baixa	-16.3	-13.0	-5.1
Beira Litoral	-27.1	-33.6	-26.8
Castilla la Nueva	-7.8	-4.1	-1.4
Castilla la Vieja	-13.5	-13.5	-9.0
Cataluña	-12.1	-11.3	-6.6
Extremadura	-6.6	-2.9	+1.8
Galicia	-26.1	-36.1	-32.4
León	-16.1	-16.9	-12.4
Lisboa	-1.9	+3.5	+1.1
Madrid	+4.0	-13.6	-13.7
Minho	-27.1	-32.7	-32.4
Murcia	-9.6	-4.3	-5.4
Trás os Montes	-13.7	-14.7	-7.3
Valencia	-9.1	-5.6	-6.9
Vascongadas y Navarra	-4.5	-6.1	-10.1

Además, pueden observarse en el cuadro dos modelos distintos en lo que respecta a la estructura por edades de la migración. Por un lado, en todas las regiones del Centro, Sur y Este de la Península la emigración neta es más significativa en el primero de los tres grupos de edades. Esto parecería corresponder a una fase del ciclo de vida anterior al matrimonio, y a un modelo de migración interna. Será quizás significativo, aunque la existencia de grandes centros urbanos puede invalidar un análisis basado en la supuesta estabilidad de la población, que haya un excedente neto de varones en esas edades en la provincia de Madrid. Por otro lado, en las regiones del Noroeste la emigración neta, aunque elevada en todas las edades, llega al máximo en el grupo de edades 26-35; y en la medida que sea posible interpretar estos números, parece que el regreso de emigrantes en edades más avanzadas sea significativo, excepto en Asturias, Galicia y en el Minho. En estos tres casos parecería que la migración interna y transoceánica fuera relativamente más permanente.

La diferencia entre las regiones inmediatas de Madrid y de Lisboa -donde la inmigración neta parece corresponder a los grupos de edades más avanzadas- podría responder a diferencias en el origen regional de los inmigrantes. Pero sin más

información cualquier conclusión sobre los centros urbanos sería especulativa y metodológicamente arriesgada.

De todos modos los números del cuadro 3 ponen de manifiesto que bajo condiciones ibéricas SMAM sólo podrá proporcionar una estimación aceptable de la edad media de acceso al matrimonio de los varones si la estructura por edades y la intensidad de las migraciones es tenida en cuenta. Para que esto sea posible habrá que sustituir el postulado de la ausencia de migraciones, o por lo menos de migraciones selectivas de solteros, por algo más realista.

Si a las tres condiciones mencionadas anteriormente se añaden otras dos, es decir:

- d) sólo los solteros son migrantes, y
- e) los migrantes no contraen matrimonio fuera de su región de origen, ¹¹

entonces se hace posible relacionar el número de casados y viudos (presentes) en cada grupo de edades al número total de supervivientes (presentes y ausentes) del mismo cohorte, y obtener una estimación de lo que hubiera sido la proporción de casados y viudos, y consecuentemente de solteros, si todos los solteros estuvieran presentes -es decir, bajo la condición de ausencia de migraciones-. Estas proporciones pueden fácilmente ser convertidas en proporciones (corregidas) de solteros por grupos de edad, las cuales a su vez pueden utilizarse para el cálculo de SMAM según el procedimiento normal.

Así, para cada edad x , sea

CM_x = varones casados (presentes)

VM_x = varones viudos (presentes)

PF_x = población femenina (presente)

RMT_x = relación de masculinidad teórica (cfr. anteriormente), y

S'_x = proporción de solteros (presentes y ausentes) en el cohorte correspondiente. Entonces,

$$(10). S'_x = 1 - \frac{CM_x + VM_x}{PF_x \cdot RMT_x}$$

S'_x corresponde a la proporción corregida de solteros a la edad x y puede ser utilizada a la vez de S_x en la expresión (1) y sus adaptaciones para calcular el valor corregido de SMAM.

El cuadro 4 presenta los resultados de la aplicación de este método, modificando el cálculo a los datos de los mismos censos. Aquí, como antes, los datos provinciales han sido agregados en una base regional y para fines de comparación se ha incluido también a los valores no corregidos. ¹²

Cuadro 4 : SMAM INTENSIDAD DEL MATRIMONIO EN PORTUGAL (1878) Y ESPAÑA (1887), ANTES Y DESPUES DE CORREGIDAS LAS DISTORSIONES PRODUCIDAS POR LOS MOVIMIENTOS MIGRATORIOS

	MUJERES		VARONES			
	SMAM	IM	SMAM	SMAM	IM*	IM*
Alentejo	24.60	86.27	28.93	29.09	85.74	90.17
Algarve	24.40	90.12	27.85	29.65	92.20	93.64
Andaluc.	23.41	93.31	26.99	27.38	93.40	91.75
Aragón	23.48	95.53	26.45	27.50	94.31	93.39
Asturias	26.61	80.33	26.92	28.93	91.20	67.41
Beira A.	26.92	77.82	29.14	30.56	85.95	75.32
Beira B.	25.46	85.81	28.52	29.27	89.90	85.85
Beira L.	27.42	77.58	28.59	30.18	88.18	67.61
C. Nueva	23.50	95.37	26.16	27.08	94.98	95.76
C. Vieja	24.28	94.11	26.24	27.57	94.82	89.77
Cataluña	24.02	92.29	27.20	28.71	92.64	01.15
Extrem.	23.12	95.44	26.22	27.05	94.92	98.45
Galicia	26.06	75.69	27.87	29.60	88.59	64.57
León	24.71	92.16	26.74	28.30	94.40	87.03
Lisboa	26.69	82.55	30.57	29.45	84.03	80.95
Madrid	26.51	86.58	28.51	29.17	88.33	79.57
Minho	26.98	72.34	27.81	29.10	86.37	62.19
Murcia	23.00	94.52	26.25	26.67	95.62	92.91
Trás os						
Montes	27.05	76.92	29.61	30.65	81.25	77.48
Valencia	23.43	92.89	26.39	26.82	94.73	90.64
P. Vasco/						
Navarra	25.48	92.09	27.31	27.19	92.12	84.00

Como podrá verse los valores corregidos de SMAM son en casi todos los casos más elevados que los valores no corregidos. El efecto del nivel y de la estructura por edades de las migraciones ibéricas es -al contrario del ejemplo sueco examinado por Hajnal- de alterar a las proporciones de solteros, produciendo, con el método convencional de cálculo una subvaloración de SMAM. La amplitud de la distorsión es variable según la intensidad de las migraciones, pero refleja también a la distribución por edades de los migrantes: así en el Algarve, en Cataluña y León un nivel relativamente moderado de emigración neta global está asociado a distorsiones que

superan los 18 meses. Más significativo, tal vez, es el hecho que los valores corregidos constituyen una configuración regional coherente, mientras que los valores no corregidos parecen no tener nada que ver con las características regionales, como tampoco están relacionadas con la nupcialidad femenina. ¹³

No obstante las limitaciones obvias del método, parece evidente que en el contexto ibérico sus condiciones de validez sean menos irreales que las del método original, y en términos generales los resultados que produce son más plausibles. Cuando se verifican condiciones semejantes a las que he descrito para España y Portugal -niveles elevados de migración masculina, generalmente limitada a los solteros, con incidencia variable según las edades- sus resultados son más satisfactorios en lo que respecta a la nupcialidad masculina, que los producidos con el método original de cálculo propuesto por Hajnal. Pero lo que estos resultados permiten subrayar es, sobretodo, la importancia de un principio metodológico fundamental, pero que no siempre es respetado: el de que la validez de los resultados obtenidos con métodos como el desarrollado por John Hajnal, o como las modificaciones aquí propuestas, está siempre condicionada a la verificación de los postulados que le han servido como punto de partida.

IX

El propósito de este texto ha sido doble: el de discutir las posibilidades de utilización de la *singulate mean age at marriage* (SMAM), definida por John Hajnal en su artículo clásico de 1953, para la estimación de pautas de nupcialidad en la Península Ibérica; y el de evaluar en qué medida las condiciones ibéricas de los siglos XVIII y XIX -mortalidad relativamente severa y niveles elevados de emigración en algunas regiones- afectan a la exactitud de las estimaciones. Han sido presentadas dos técnicas alternativas, que ambas utilizan poblaciones modelo para compensar la falta de información estadística adecuada. Los resultados obtenidos permiten evaluar la amplitud y la dirección de los errores que son introducidos por la mortalidad y las migraciones en el cálculo de SMAM por el método original, sugiriendo que estas dos técnicas podrán tener una aplicación más general en contextos semejantes a los de la Península Ibérica.

NOTAS

* Una primera versión de este texto ha sido presentada, en inglés, al XX Congreso de la Unión para el Estudio científico de la Población. (IUSSP), Florencia, 1985.

(1) Donde el análisis tenga como objeto a la nupcialidad femenina, en relación con los niveles de fecundidad, índices como I_m podrán evidentemente ser más apropiados. Pero cuando se pretenda relacionar pautas de nupcialidad con sistemas de formación de agregados domésticos y su contexto sociológico, un planteamiento más analítico será más apropiado. Cfr. Rowland, s.f.

(2) Cfr. la discusión en Henry, (1980), pp. 32-34.

(3) Hajnal no explica esta designación, pero del contexto podrá inferirse que el término singulate se destina a distinguir entre SMAM -que bajo ciertas condiciones corresponde a la media, pero que no ha sido calculada como tal- y a la media efectiva de las edades de los contrayentes al primer matrimonio que podría calcularse con base en los datos del registro civil.

(4) Si se utilizan grupos quinquenales (e.g. 15-19, 20-24, etc.), entonces

$$S_b = \frac{{}_bS_{45} + {}_bS_{50}}{2}$$

$$\sum_a^b S_x = 5 \sum_a^{45} {}_bS_x$$

En esta segunda expresión a es la edad inicial del primer grupo conteniendo casados o viudos. Si los grupos están definidos de otro modo (ej. 16-20, 21-25, etc.) la fórmula tendrá que ser modificada en conformidad.

(5) Esta conclusión ha sido ahora reforzada por los resultados de investigaciones todavía inéditas de Fausto Dopico, quien ha elaborado tablas de mortalidad regionales para España en la década de 1860. Estas tablas muestran una gran disparidad entre la mortalidad severa de Castilla interior y un nivel mucho más moderado en otras regiones, sobre todo en el Noroeste y en el País Vasco (Dopico, s.f.).

(6) Para un análisis que intenta establecer una relación entre las configuraciones regionales del siglo XIX y siglos anteriores, ver Rowland (s.f.).

(7) En los gráficos y en análisis correspondiente se hace referencia a una edad b , indefinida pero inferior a la edad mínima de acceso al matrimonio. Esto se debe a que a veces, y sobre todo, cuando el registro de la población infantil es defectuoso, las características de la fuente pueden hacer preferible un análisis a partir de los 10 ó los 15 años, y en este caso habría que utilizar la segunda versión de la expresión 6, con $b = 10$ ó 15 .

(8) En ambos casos SMAM corresponde al valor de A_m con una tasa de crecimiento (de la población hasta 85 años) nula y una esperanza de vida infinita.

(9) Las ecuaciones han sido determinadas del modo siguiente: a) para cada sexo se generaron por ordenador 1000 combinaciones aleatorias pero realistas de A_m y de las restantes variables; b) por regresión múltiple y posterior ajuste iterativo de funciones se determinaron las dos ecuaciones, buscando simplificar la función inicial -que optimizaba el ajuste pero contenía más de 20 coeficientes- sin comprometer su capacidad predictiva. Al final el error típico de las ecuaciones ha sido reducido a 0.147 año en el caso de las mujeres y a 0.117 año en el de los varones. A pesar de que estas fórmulas son poco elegantes, permiten una estimación aceptable de la edad media de acceso al matrimonio aun cuando la estructura por edades de la población sea desconocida, y sin que para tal sea necesario recurrir directamente a la estructura por edades de una población modelo. Por su ayuda y sugerencias quisiera mostrar mi agradecimiento a Maria Salomé Castelo Branco, coordinadora del Servicio de Cálculo del Instituto Gulbenkian de Ciencia.

(10) El estudio ya citado de Fausto Dopico (s.f.) ha venido ahora a demostrar que para los años 1860 el modelo "Sur" de Princeton se aplica no sólo a la población española en su conjunto, sino también a la población de todas las regiones continentales.

(11) Puede sin embargo admitirse el matrimonio de los emigrantes transoceánicos, bajo la condición que, una vez casados, ya no puedan regresar a sus regiones de origen. Estos matrimonios no serán tenidos en cuenta en el cálculo de SMAM corregido, que en consecuencia corresponderá a la edad media de acceso al matrimonio en cada región.

(12) En ambos casos $a = 11$ y $b = 51$. En el caso de Portugal,

$$S_b = \frac{S_{46} + S_{50}}{2};$$

en el caso español,

$$S_b = \frac{2 S_{44} + 10 S_{51}}{3}$$

Toda vez que la inexactitud en la declaración de edades, sobretodo por parte de las españolas con más de 35 años, ha producido en algunos casos una inadmisibile reducción en la proporción de casadas y viudas entre un grupo de edades y el sucesivo, esta incoherencia ha sido corregida utilizando la media de las proporciones de casadas y viudas en los grupos de edades en cuestión. Cuando ha sido necesaria la misma corrección se ha efectuado antes de proceder al cálculo de los valores de S'_{x} para la población masculina. En relación a todas las regiones los valores corregidos han sido calculados con base en una mortalidad de nivel 5 y una tasa de crecimiento (R) de 0.5%. En algunos casos esto habrá podido producir errores de hasta 2% en S'_{x} . El valor corregido de SMAM es mucho menos sensible a las variaciones en el nivel de mortalidad y en las tasas de crecimiento, y el efecto combinado de un error de 0.5% en R y de 5 años en e_0 (F) es un error de + - un mes en SMAM.

(13) Para un análisis de esas pautas regionales, ver Rowland (s.f.).

BIBLIOGRAFIA

- COALE, A. J. and DEMENY, P., (1966), Regional Model life tables and Stable Populations, Princeton University Press, Princeton.
- DOPICO, F. (s.f.) "Tablas de mortalidad regionales para España en el decenio de 1860" (ms,1986)
- HAJNAL, J. (1953), "Age at Marriage and Proportions Marrying", Population Studies, VII/2, 111-136.
- HENRY, L. (1980), Techniques d'analyse en démographie historique, I.N.E.D., Paris.
- ROWLAND, R. (1987), "Sistemas matrimoniales en la Península Ibérica", en PEREZ MOREDA, V. y REHER, D., La demografía histórica en España, Madrid, Editorial Anaya.