

# Análisis provincial de la nupcialidad en España (1887-2001)

*A Provincial Analysis of Nuptiality in Spain (1887-2001)*

**Jesús Javier Sánchez Barricarte**

## Palabras clave

Encuestas por paneles

- Nupcialidad
- Provincias
- Siglo XX

## Key words

Panel Surveys

- Nuptiality
- Provinces
- 20th century

## Resumen

A partir de los datos provinciales de la edad de acceso al primer matrimonio y la soltería definitiva presentamos un detallado análisis del comportamiento nupcial según sexo en España que cubre el período 1887-2001. Hemos podido comprobar que la gran diversidad provincial de patrones nupciales observados en España estuvo marcada fundamentalmente por la diferente intensidad del porcentaje de soltería definitiva más que por la distinta edad de acceso al matrimonio. También hemos constatado que los tradicionales patrones provinciales se siguieron replicando al menos hasta mediados del siglo pasado. La aplicación de modernas técnicas de análisis de panel de datos nos ha permitido confirmar algunas hipótesis explicativas que habitualmente suelen aparecer en la literatura especializada (referente al nivel económico, educativo o de urbanización) respecto al devenir histórico del comportamiento nupcial en España.

## Abstract

Using provincial data about age at first marriage and permanent singlehood, this paper presents a detailed analysis of marriage behaviour for men and women in Spain over the period 1887-2001. It shows that the great diversity between the Spanish provinces as far as marriage patterns are concerned was basically conditioned by the different numbers of people who never married, rather than by the different ages at which people usually married for the first time. It also concludes that the traditional patterns in each province continued to be replicated at least until the mid-twentieth century. The application of modern panel techniques confirmed some explanatory hypotheses that are often proposed in the literature on the subject (concerning economic, educational, and urbanisation levels) about the historical development of marriage behaviour in Spain.

## Cómo citar

Sánchez Barricarte, Jesús Javier (2018). «Análisis provincial de la nupcialidad en España (1887-2001)». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 163: 79-100. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.163.79>)

La versión en inglés de este artículo puede consultarse en <http://reis.cis.es>

**Jesús Javier Sánchez Barricarte:** Universidad Carlos III de Madrid | [jesusjavier.sanchez@uc3m.es](mailto:jesusjavier.sanchez@uc3m.es)

## INTRODUCCIÓN

En el año 1982, Benito Cachinero Sánchez publicó un artículo en la *Revista Española de Investigaciones Sociológicas* donde describía pormenorizadamente la evolución de la edad al matrimonio y la proporción de célibes permanentes en todas las provincias españolas desde 1887 hasta 1975 para cada uno de los dos sexos. El propio autor reconocía, sin embargo, que «este estudio se limita a ser una exposición descriptiva de las variables que configuran el modelo europeo de matrimonio. Supone un primer paso, dada la carencia de investigaciones al respecto, pero no se detiene a realizar un análisis de los determinantes y consecuencias de tales pautas de comportamiento en el caso concreto de España. Para ello es necesario diseñar una investigación de largo alcance, tanto metodológica como temporal, que muy bien pudiera utilizar los datos aquí presentados como base de partida» (Cachinero Sánchez, 1982: 82). Han pasado ya más de 35 años desde que Cachinero Sánchez publicara su artículo y todavía no ha habido nadie que haya recogido el guante lanzado por él.

Son muy pocas las investigaciones que han acometido un estudio histórico de la nupcialidad en España abarcando un amplio espectro temporal. Mucho más abundantes, sin duda, son los artículos que analizan este fenómeno a partir del año 1975 (Pujadas y Solsona, 1988; Cabré Pla, 1993; Castro Martín, 1993, 1999 y 2003; Martínez Pastor, 2008 y 2009; Castro Martín y Seiz Puyuelo, 2014). Sin embargo, consideramos que los estudios que hacen el esfuerzo de presentar una larga perspectiva histórica pueden aportarnos información trascendental para comprender mejor no solo las diferencias regionales que puedan existir sino también incluso los actuales patrones nupciales. En el último siglo, España ha vivido una profunda transformación en el ámbito reproductivo. Hemos pasado en pocas décadas de ser uno de los países europeos con mayor nivel de fecundidad

a ser, junto con Italia, uno donde menos hijos nacen por mujer en edad fértil. Si tenemos en cuenta que, hasta hace pocas décadas, la inmensa mayoría de los nacimientos ocurrían dentro del matrimonio, es fácil imaginar el papel trascendental que históricamente ha representado el acceso al matrimonio en la regulación del crecimiento demográfico de nuestro país. Por lo tanto, no es necesario insistir mucho más en la necesidad de mejorar nuestro conocimiento histórico sobre el comportamiento nupcial.

Pero si escasas son las investigaciones históricas sobre la nupcialidad española, todavía lo son más las que han hecho el esfuerzo de demostrar empíricamente las causas de sus variaciones. La mayor parte son, como el de Cachinero Sánchez (1982), trabajos descriptivos. Livi Bacci (1968) y Rowland (1988) nos aportan información que se remonta al siglo XVIII. Moreno Almárcegui y Sánchez Barricarte (2015), mediante un ejercicio de retroproyección, nos presentan estimaciones del índice de nupcialidad de Princeton  $I_m$  en el conjunto de España desde 1565 hasta 1845. Utilizando datos provinciales y de partidos judiciales, Reher (1991) sí que expone varios modelos estadísticos que intentan explicar las causas de la evolución de varios indicadores de nupcialidad en el período 1887-1930. Haciendo uso de la información recogida en la *Encuesta Sociodemográfica* que llevó a cabo el INE en 1991, Miret Gamundi (2002: 176) analiza en su tesis doctoral (sin publicar) los factores explicativos de la formación de la primera unión en España durante la segunda mitad del siglo XX mediante estimaciones por *máxima verosimilitud*. Analiza el impacto de variables como el nivel educativo, la actividad económica desempeñada, el tipo de familia, la clase social o el nivel de urbanización sobre las pautas de primonupcialidad. Muñoz Pérez y Recaño Valverde (2011) y Recaño Valverde (2011) presentan un detallado análisis descriptivo de los patrones nupciales en España desde principios del siglo XX. Por último, Requena y Salazar (2014) examinan el impacto

del nivel educativo de las cohortes de mujeres españolas nacidas en la primera mitad del siglo XX sobre el comportamiento reproductivo y nupcial.

El objetivo principal de este trabajo es aceptar la invitación de investigación planteada por Cachinero Sánchez en 1982 e intentar detectar los factores que han podido influir en el devenir histórico de dos indicadores de nupcialidad fundamentales: la edad de acceso al primer matrimonio y el porcentaje de soltería definitiva. Para este propósito nos serviremos de la extraordinaria base de datos ensamblada por este autor, aunque nosotros hemos tenido que hacer un colosal esfuerzo no solo para actualizar los datos por él recopilados sino también para completarlos con otros de carácter económico y sociológico. La aplicación de técnicas estadísticas de análisis de panel de datos nos ha permitido aprovechar toda la información histórica compendiada y llegar a conclusiones que esperamos sean de utilidad para la mejor comprensión del comportamiento nupcial histórico en España.

## FUENTES

La edad media al primer matrimonio que nos ofrece Cachinero Sánchez desde 1887 hasta 1975 para todas las provincias españolas está calculada haciendo uso de los datos censales y aplicando la metodología diseñada por John Hajnal (1953). La incidencia de la soltería definitiva la establece a partir del porcentaje de solteros en el grupo de edad de 46-50 años, considerando que prácticamente no se producen primeros matrimonios a partir de los 50 (PSD46-50 Hombres y PSD46-50 Mujeres). Nosotros hemos actualizado sus datos aplicando esta misma metodología a los censos de 1981, 1991 y 2001<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Hemos descartado incluir los datos del censo de 2011 porque desde principios de siglo se detecta un incremento notable del porcentaje de jóvenes que conviven

Por lo tanto, los años para los que disponemos de datos provinciales de la edad de acceso al primer matrimonio y del porcentaje de soltería definitiva son: 1887, 1900, 1910, 1920, 1930, 1940, 1960, 1970, 1975, 1981, 1991, 2001<sup>2</sup>. Hemos hecho una interpolación lineal de los valores intercensales, excepto para el período 1940-1960, porque, al ser excesivamente amplio, hemos preferido dejarlo en blanco. Por lo tanto, es importante tener en cuenta que, en todos los modelos estadísticos que se mostrarán más adelante, el período 1941-1959 queda excluido.

Esta es la relación de variables sociodemográficas y económicas para las que hemos recopilado información histórica y la relación de fuentes consultadas:

- Edad media al primer matrimonio (EMPM Hombres y EMPM Mujeres): desde 1887 hasta 1975, Cachinero Sánchez (1982); desde 1981 hasta 2001, calculada por el autor de este artículo aplicando la metodología diseñada por Hajnal (1953) a partir de los datos censales.
- Porcentaje de soltería definitiva (PSD46-50 Hombres y PSD46-50 Mujeres), el porcentaje de solteros por sexo observado en el grupo de edad de 46-50 años: desde 1887 hasta 1975, Cachinero Sánchez (1982); desde 1981 hasta 2001, calculado por el autor de este artículo a partir de los datos censales.
- Esperanza de vida al nacer ( $e_0$ ) para los dos sexos juntos: 1866, Dopico (1987);

---

en pareja sin estar casados y que, por lo tanto, aparecen registrados como solteros. Muchos de ellos, al cabo de los años, optan por regularizar su situación de vida en pareja y se casan. Todo esto altera notablemente el cálculo de la edad al primer matrimonio mediante el sistema ideado por Hajnal.

<sup>2</sup> Cachinero Sánchez (1982) no aporta información provincial para el año 1950, ya que ese censo no proporciona los datos necesarios para calcular estos dos indicadores, aunque sí lo hace para el total nacional. El censo de 1960, que sí proporciona los datos provinciales, sin embargo, no registra los necesarios totales nacionales.

de 1900 a 1930, Dopico y Reher (1998); 1940 y 1950, calculado por el autor de este artículo; de 1960 a 2001, Blanes (2007).

- Producto Interior Bruto per cápita (PI-Bpc): PIB per cápita a coste de factores en pesetas constantes de 1995. De 1860 a 1920, Rosés, Martínez Galarraga y Tirado (2010) y Díez Minguela, Martínez Galarraga y Tirado (2015); de 1930 a 2000, Alcaide Inchausti (2003).
- Ratio de sexo femenino (RSF15-49): número de mujeres de edades entre 15 y 49 años dividido por el número de hombres de la misma edad. De 1900 a 2001, calculado por el autor de este artículo a partir de los datos censales.
- Porcentaje de población urbana (Poburb): porcentaje de personas que viven en municipios de 10.000 o más habitantes. De 1900 a 2000, Mas Ivars *et al.* (2006).
- Porcentaje de analfabetos (Analf): porcentaje de población analfabeta (incapaz de leer o escribir) de más de 10 años. Calculada por el autor a partir de los datos censales.
- Tasa de empleo femenino (TEF) y tasa de empleo masculino (TEM): porcentaje de la fuerza laboral que está empleada por sexo. De 1900 a 2000, Alcaide Inchausti (2007).
- Tasa de empleo en el sector secundario y terciario (TE2-3): tasa de empleo en el sector secundario y terciario por cada 1.000 personas de edades entre 16 y 64 años. Se calcula dividiendo el número de empleados en los sectores secundario y terciario por las personas con edades de entre 16 y 64 años. De 1930 a 2000, Alcaide Inchausti (2003).

Los datos de la edad media al primer matrimonio de los países que se indican en los gráficos 3 y 4 han sido obtenidos de las siguientes fuentes: Dinamarca: Statistics Den-

mark (<http://www.statbank.dk/>); Noruega: Statistics Norway (<https://www.ssb.no/>); Suecia: Statistics Sweden ([www.ssd.scb.se](http://www.ssd.scb.se)) y Estados Unidos: U.S. Bureau of the Census ([www.census.gov](http://www.census.gov)).

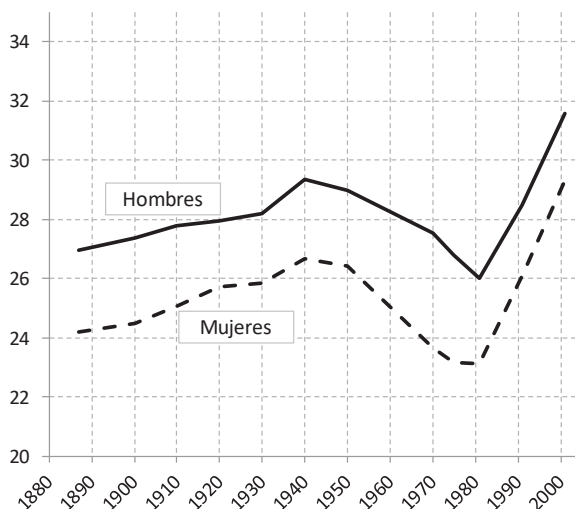
Para algunas variables pudimos recopilar información a partir del año 1887 (EMPM, PSD46-50, PIBpc,  $e_0$  y Analf). Para otras, sin embargo, la primera información disponible data del año 1900 (RSF15-49, Poburb, TEM y TEF). Para la variable TE2-3, tan solo pudimos obtener información a partir del año 1930. Esta es la razón que explica la variación en los períodos temporales de los diferentes modelos estadísticos que se recogen en las tablas 3-6. Conforme se van añadiendo nuevas variables se acorta el período de análisis.

La provincia de las Islas Canarias fue dividida en dos en el año 1927 (Santa Cruz de Tenerife y Las Palmas), sin embargo, nosotros la hemos mantenido como una sola unidad a lo largo de todo el período de estudio (1887-2001), es decir, trabajaremos con 49 provincias.

### **Análisis descriptivo de la evolución de los dos principales indicadores de nupcialidad**

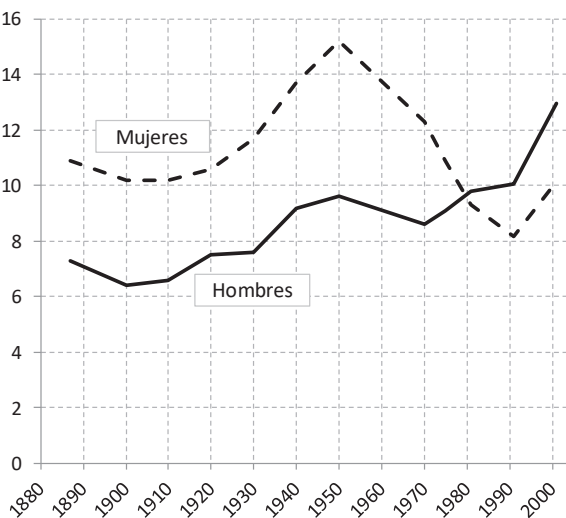
En el gráfico 1 se puede ver cuál ha sido la evolución de la edad media al primer matrimonio para cada uno de los dos sexos. Lo primero que llama la atención es que esta variable ha ido cambiando de forma paralela en ambos sexos con una diferencia aproximada de tres años (a partir del año 1991, sin embargo, la diferencia se reduce a apenas 2 años). Desde 1887 hasta 1940 la EMPM se retrasó de los 27 y 24 a los 29,4 y 27,7 años, respectivamente, para hombres y mujeres. El período 1940-1981, sin embargo, se caracterizó por el rejuvenecimiento de dicha edad hasta alcanzar, aproximadamente, los valores observados en el año 1887. Pero, a partir del año 1981, de nuevo se inició una tendencia alcista en esta edad especialmente caracterizada por la alta ve-

**GRÁFICO 1.** *Edad media al primer matrimonio en España*



Fuente: Ver texto.

**GRÁFICO 2.** *Porcentaje de soltería definitiva en España (grupo de edad 46-50 años)*



Fuente: Ver texto.

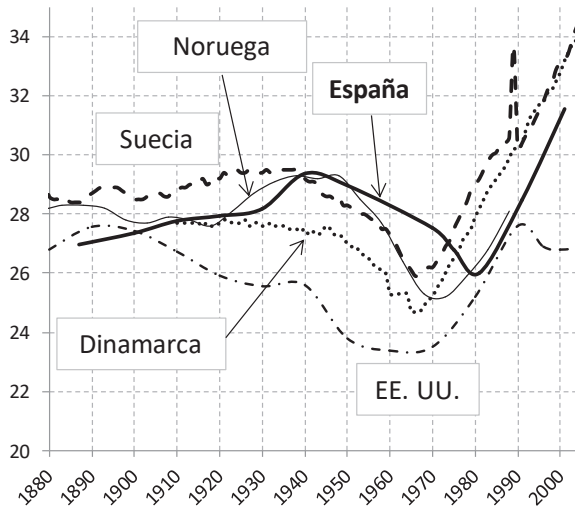
locidad de su crecimiento (se pasó de 26 y 23,1 años en 1981 a 31,6 y 29,3 años, respectivamente, en 2001)<sup>3</sup>.

En la evolución del porcentaje de soltería definitiva (gráfico 2), sin embargo, se observan notables diferencias dependiendo del sexo.

<sup>3</sup> La evolución de la edad media al primer matrimonio que presenta Miret Gamundi (2002: 46), basada en la información recogida en los libros del Movimiento Na-

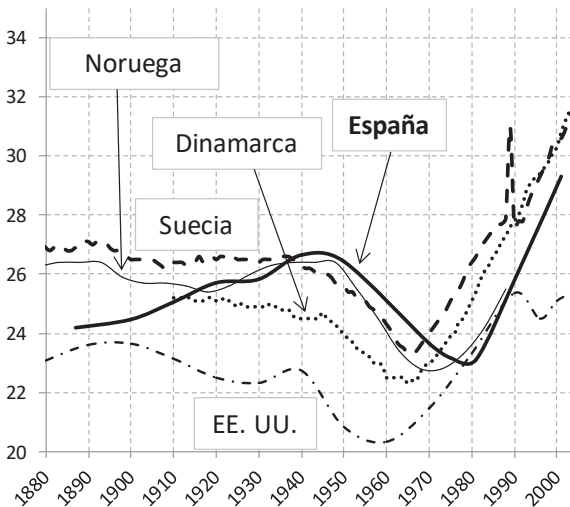
tural de la Población, es muy parecida a la estimada por Cachinero Sánchez (1982) y nosotros mismos haciendo uso de la metodología de Hajnal (1953).

**GRÁFICO 3.** Edad media al primer matrimonio de los hombres en diferentes países



Fuente: Ver texto.

**GRÁFICO 4.** Edad media al primer matrimonio de las mujeres en diferentes países

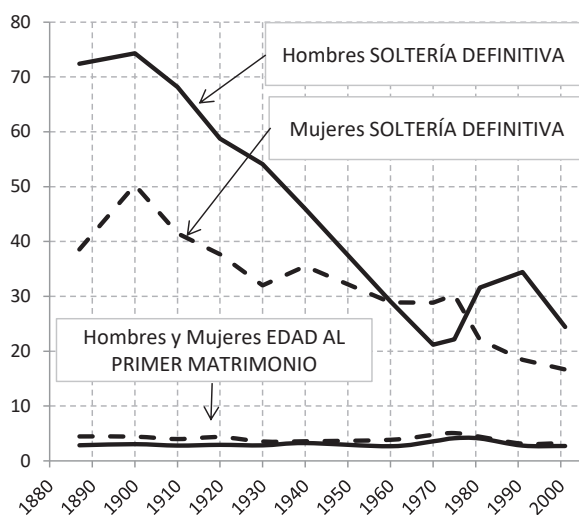


Fuente: Ver texto.

Hasta 1981, el PSD46-50 de las mujeres era notablemente mayor que el de los hombres. Sin embargo, a partir de este año tiene mayor incidencia entre los varones. Si el de los hombres ha tenido una tendencia claramente alcista desde principios del siglo XX (no exenta de leves vaivenes), el de las mujeres, por el con-

trario, tuvo décadas de fuerte crecimiento (1887-1950) que fueron seguidas por descensos no menos pronunciados (1950-1991). Sin duda que la distinta intensidad en los flujos migratorios exteriores que experimentaron cada uno de los sexos explica en buena medida la diferencia entre ambos.

**GRÁFICO 5.** Evolución de los coeficientes de variación (en porcentajes) de los valores provinciales de las variables «edad media al primer matrimonio» y «porcentaje de soltería definitiva (46-50 años)»



Fuente: Ver texto.

Sin ánimo de ser exhaustivos en el análisis comparativo de los índices de nupcialidad observados en España con respecto a otros países occidentales, sí que merece la pena al menos situar la evolución de alguno de estos indicadores en el contexto internacional. En los gráficos 3 y 4 se observa que, en ambos sexos, la edad media al primer matrimonio en España pasó de ser una de las más tempranas a finales del siglo XIX a ser de las más tardías a mediados del siglo XX. El boom nupcial típico de las décadas centrales del siglo XX, manifestado por un rejuvenecimiento en la edad de los contrayentes, fue notablemente más tardío en nuestro país que en otros de nuestro entorno. Igualmente, el típico retraso en esta edad, que en los otros países se inició en los años cincuenta y sesenta del pasado siglo XX, en España no comenzó a detectarse hasta el año 1981.

A pesar del gran interés que puede suscitar el análisis detallado de las variaciones de los patrones espacio-temporales de los indicadores de nupcialidad, este queda fuera del alcance de este trabajo. No obstante, sí que creemos pertinente apuntar algunas pin-

celadas sobre los cambios y permanencias en la estructura territorial de la nupcialidad.

Todos los investigadores que han estudiado la evolución histórica de la nupcialidad en España (Rowland, 1988, para los siglos XVI y XIX; Reher, 1991, para el período 1887-1910 y Miret Gamundi, 2002, para el siglo XX) coinciden en resaltar la gran diversidad de patrones nupciales existente en nuestro país. Sin duda, España ha sido tradicionalmente, y hasta épocas muy recientes, uno de los países europeos con mayores contrastes provinciales en los niveles de nupcialidad. Para medir precisamente esta diversidad y su evolución a lo largo del tiempo, hemos calculado el coeficiente de variación<sup>4</sup> de los valores provinciales de la edad media de acceso al primer matrimonio (EMPM) y del porcentaje de soltería definitiva (PSD46-50). En el gráfico 5 podemos ver que las grandes diferencias interprovinciales ocurrían no en la edad de acceso al primer matrimonio sino en

<sup>4</sup> El coeficiente de variación (expresado en porcentaje) se define como la división entre la desviación estándar y la media aritmética.

el porcentaje de hombres y mujeres que nunca se casaban (especialmente llamativos son los elevados valores del coeficiente de variación entre los varones). Por lo tanto, lo que diferenciaba a unas provincias y otras respecto a su comportamiento nupcial no era tanto la distinta edad de acceso al matrimonio sino la cantidad de personas que permanecían solteros de por vida.

En el gráfico 5 también podemos observar que a lo largo del siglo XX se vivió un proceso acelerado de homogeneización respecto al porcentaje de soltería definitiva (no así respecto a la edad media al primer matrimonio, cuya exigua diversidad permaneció prácticamente inalterada a lo largo de todo el siglo). Este proceso de uniformización del comportamiento nupcial fue algo común a casi todos los países europeos (Watkins, 1986 y 1991).

Tanto Rowland (1988) como Reher (1991) insisten en que los patrones nupciales en España estaban históricamente muy arraigados e incluso se remontan al siglo XVI. Esta estabilidad estaría asociada a la permanencia de formas regionales específicas de regulación del acceso al matrimonio. En la tabla 1 se presentan los coeficientes de correlación bi-

variada de la EMPM y del PSD46-50 según sexo respecto de los valores observados en el año 1887. Podemos comprobar que los patrones nupciales de 1887 se mantuvieron hasta bien entrado el siglo XX. Respecto a la EMPM, los patrones permanecieron hasta las décadas de los años treinta y cuarenta del pasado siglo. Los coeficientes referidos al PSD46-50 fueron aún más persistentes, ya que incluso los datos de los años sesenta y setenta todavía tenían muy altas correlaciones con respecto a los observados en 1887.

### Metodología de análisis estadístico de los datos recopilados

Hemos ensamblado una gran base de datos histórica con información sociodemográfica y económica de una serie de variables que hemos descrito pormenorizadamente en el apartado «Fuentes». Disponemos de información para 49 provincias en diferentes momentos temporales entre el año 1887 y 2001. Es decir, nuestros datos combinan una dimensión temporal con otra transversal (provincias). Esta estructura de información permite la aplicación de técnicas estadísticas de análisis de panel. La dimensión temporal de

**TABLA 1.** Correlación bivariada respecto de los valores observados en el año 1887

	Edad media al primer matrimonio		Porcentaje de soltería definitiva (46-50 años)	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
1887	1,00	1,00	1,00	1,00
1900	0,81 *	0,86 *	0,98 *	0,95 *
1910	0,74 *	0,83 *	0,96 *	0,85 *
1920	0,80 *	0,72 *	0,93 *	0,87 *
1930	0,64 *	0,82 *	0,92 *	0,89 *
1940	0,36 *	0,43 *	0,88 *	0,82 *
1960	0,11	-0,29 *	0,72 *	0,52 *
1970	-0,27	-0,25	0,65 *	0,30 *
1975	-0,34 *	-0,29 *	0,61 *	0,16
1981	-0,29 *	-0,22	-0,20	0,37 *
1991	0,04	0,26	-0,22	0,07
2001	0,29 *	0,62 *	0,00	0,08

Niveles de significación: p-valor <0,05.

Fuente: Ver texto.



este tipo de base de datos nos aporta información adicional que no aparece en un único corte transversal. Los análisis estadísticos de panel presentan muchas ventajas sobre las técnicas de análisis temporal o las de sección transversal. Por ejemplo, disponer de datos para un número grande de años aumenta el tamaño de la muestra y puede generar estimaciones más fiables. Permite también eliminar el sesgo de la especificación que tienen los modelos de series temporales que no consideran las características inobservables de las unidades que podrían estar condicionando su comportamiento, así como los problemas de multicolinealidad típicos también de dichos modelos. Al disponer de muchas observaciones para cada una de las provincias, este tipo de técnicas nos permite incluir controles de efectos fijos y temporales cuya omisión produciría un sesgo en la relación estimada entre variables (Hondroyannis y Papapetrou, 2005: 145). Nosotros vamos a utilizar este tipo de metodología analítica para testar empíricamente diversas hipótesis explicativas de la evolución de la intensidad de la nupcialidad.

Inspecciones gráficas previas de las relaciones entre las dos variables dependientes (edad media al primer matrimonio y porcentaje de soltería definitiva) y algunas variables independientes (PIBpc y Poburb) nos han permitido detectar que no son lineales sino que siguen una forma de U y de U invertida. Por este motivo, en los modelos estadísticos que expondremos a continuación, hemos incluido el valor cuadrático de dichas variables independientes.

Los modelos estadísticos de panel de las tablas 3-6 siguen el siguiente esquema (aquí indicamos como ejemplo el modelo cuya variable dependiente es la edad media al primer matrimonio de los hombres):

$$EMPM(Hombres)_{it} = \beta_0 + \beta_1 PIBpc_{it} + \beta_2 PIBpc^2_{it} + \beta_3 e_{0it} + \beta_4 Analf_{it} + \beta_5 Poburb_{it} + \beta_6 Poburb^2_{it} + \beta_7 RSF15-49_{it} + \beta_8 TEM_{it} + \beta_9 TE2-3_{it} + \mu_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde  $\mu$  es el vector de variables ficticias anuales (*dummies*) que controla por los efectos temporales y  $\alpha_i$  es el vector de variables ficticias anuales que controla por los efectos fijos. Además de los clásicos problemas de heterogeneidad que aparecen en los modelos panel, también tenemos que considerar los posibles problemas de autocorrelación típicos de las series temporales. Siguiendo a Wooldridge (2002), hemos observado que hay un problema de correlación serial de primer orden que podría afectar muy seriamente a los errores estándar de nuestras estimaciones<sup>5</sup>. Encontramos que los errores son AR(1):

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \nu_t$$

En este caso, los mínimos cuadrados ordinarios no son la mejor metodología a utilizar porque subestiman la verdadera varianza y en presencia de autocorrelación hacen que los estadísticos *t* parezcan demasiado buenos. En este caso se rechaza la hipótesis nula con demasiada frecuencia.

Una vez que hemos identificado el problema de autocorrelación, hemos aplicado el modelo de errores estándar corregidos para panel<sup>6</sup>. Los análisis de panel se han popularizado mucho en los estudios sociológicos de los últimos años, entre otras razones, porque permiten la explotación de muchas encuestas (por ejemplo, la de presupuestos familiares, la de población activa, la de consumo, la de hogares, etc.). En el campo más específico de la demografía, ya son varios los artículos que han visto la luz en revistas de gran prestigio internacional que han utilizado este modelo con éxito (Pampel, 2001; Vos, 2009; Prskawetz *et al.*, 2010; Ferrarini y Wesolowski, 2014; Lagerlöf, 2015; Emara, 2016; Sánchez Barricarte, 2017a y 2017b) y se caracteriza porque hace uso de una regre-

<sup>5</sup> Los dos test son significativos al 1%.

<sup>6</sup> En inglés se conocen con el término de *panel corrected standard errors* (PCSE).

sión Prais-Winsten para estimar los parámetros. Cuando se calculan los errores estándar y las estimaciones de la varianza-covarianza, esta metodología asume que los errores son heterocedásticos de corte transversal y contemporáneamente correlacionados. De acuerdo con Beck y Katz (1995), cuando la dimensión temporal  $T$  es mayor que  $N$  (número de provincias), como es nuestro caso, los errores estándar calculados con el modelo de errores estándar corregidos para panel son mucho más fiables que con otras metodologías alternativas, como el de cuadrados mínimos generalizados.

La naturaleza de nuestras variables podría evidenciar un posible problema de multicolinealidad, dado el alto grado de relación que pudiera existir entre ellas. Para comprobar esto, en la tabla 2 hemos calculado el factor de agrandamiento de la varianza (FAV). Algunos autores (Kutner *et al.*, 2004: 408) consideran que existe un problema grave de multicolinealidad cuando el FAV de algún coeficiente es mayor de 10. A la vista de los resultados obtenidos, podemos descartar, por lo tanto, que en nuestros modelos haya problemas serios de multicolinealidad.

Es pertinente señalar que la información con la que vamos a trabajar está basada en datos agregados de ámbito provincial. Algunos autores (Brown y Guinnane, 2007) han indicado que cuando se trabaja con datos agregados se puede incurrir en la conocida

como «falacia ecológica» (especialmente si los datos se refieren a unidades geográficas grandes, como los referidos a países). Se trata de un tipo de error en la argumentación basado en la mala interpretación de datos estadísticos, en el que se atribuye al comportamiento individual las correlaciones observadas en algunas características agregadas. Esta falacia da por supuesto que todos los miembros de un grupo muestran las mismas características del grupo. Aunque los datos agregados en el ámbito nacional ocultan la gran heterogeneidad que suele existir dentro de los diferentes países, confiamos que los análisis, como el nuestro, que utilizan datos provinciales, permitan corregir en gran medida esta limitación. Otro inconveniente al usar este tipo de datos agregados es que se da el mismo peso a provincias que tienen un tamaño muy distinto.

Para superar esta limitación metodológica, algunos investigadores del ámbito de la demografía histórica han recomendado orientar las investigaciones hacia el uso de datos individuales (normalmente obtenidos mediante técnicas de reconstrucción de familias). En los últimos años, algunos demógrafos han realizado un encomiable esfuerzo por reconstruir períodos más o menos largos de algunas pocas poblaciones en Europa (Knodel, 1988; Wrigley *et al.*, 1997; Reher y Sanz Gimeno, 2007; van Poppel *et al.*, 2012). Los datos individuales que proveen los estudios basados en reconstrucciones de familias sin duda son más ricos y diversos que los datos macro, sin embargo, quedan muy limitados por el hecho de que resulta prácticamente imposible aplicar esta técnica a áreas geográficas y períodos temporales amplios. Incluso si se dispone de los recursos económicos, materiales y humanos necesarios para tal colosal tarea, siempre queda la duda de si la información obtenida para ese municipio (o conjunto de municipios) es representativa del país donde se ubica. En definitiva, resulta complicado poder establecer teorías explicativas generalistas de los comportamientos

**TABLA 2.** Factor de agrandamiento de la varianza (FAV)

Variable	Período	
	1900-2000	1930-2000
TE2-3		6,9
Analf	6,5	5,9
PIBpc	4,3	6,9
$e_0$	7,6	5,4
Popurb	1,7	2,2
TEF	3,5	3,5
TEM	3,5	3,8
RSF15-49	1,5	2,3

demográficos sobre la base de los resultados observados en unos pocos pueblos. Además, a esto se añade el hecho de que resulta imposible poder realizar reconstrucciones de familias para ciudades (incluso de tamaño pequeño), por lo que se pierde la posibilidad de poder hacer estudios que contrasten el diferente comportamiento demográfico de las zonas rurales y urbanas. En definitiva, las ricas informaciones que en las últimas décadas nos han aportado los microanálisis basados en la reconstrucción de familias necesariamente han de ser complementadas con otras de carácter agregado.

### **Resultados de los análisis de panel respecto a la edad de acceso al primer matrimonio (EMPM)**

En las tablas 3-6 se recogen diferentes modelos donde se van añadiendo sucesivamente nuevas variables independientes. Teniendo en cuenta las limitaciones de nuestra base de datos expuestas anteriormente, pasemos a continuación a analizar los resultados obtenidos. Comencemos en primer lugar por analizar el efecto de las diferentes variables sobre la EMPM (tablas 3 y 4).

#### *Factores económicos*

En las tablas 3 y 4 se puede comprobar que la EMPM en ambos sexos no mantiene una relación lineal con el PIB per cápita, sino cuadrática, en forma de U. Es decir, históricamente, cuanto más rica era una provincia antes accedían al matrimonio sus jóvenes. Ahora bien, esta relación negativa entre estas variables, más bien típica de épocas pasadas con bajos niveles de PIBpc, se pierde una vez que se alcanza determinado nivel de desarrollo económico. Y es que la relación en forma de U nos indica que el impacto del PIBpc sobre EMPM, cuando se llega a determinado nivel de ingresos (el punto crítico), es progresivamente menor e incluso puede tornarse en positivo, es decir, los incrementos de los ingresos pudieran llegar a retrasar el acceso al matrimonio (en las sociedades

más desarrolladas los jóvenes suelen acceder en un alto porcentaje a los estudios de grado y postgrado universitario, lo que demora su acceso al mundo laboral y, por consiguiente, al matrimonio).

Algunos autores (Easterlin, 1987; Cherlin, 1992; Emeka, 2006) han señalado que los factores económicos han sido decisivos a la hora de determinar la edad de acceso al matrimonio. Sin embargo, esta relación no ha podido ser validada en diferentes períodos históricos (Bronson y Rossman, 2013; Wolfers, 2010; Hill, 2015). Pues bien, nuestros resultados concuerdan totalmente con esta hipótesis de que antes de iniciar una familia es necesario disponer de unos medios económicos mínimos para poderla mantener. Además, la no linealidad de la relación entre el PIBpc y la EMPM puede explicar por qué algunos autores no han podido validar la relación negativa entre ingresos y edad de acceso al matrimonio en diferentes períodos históricos.

Las tasas de empleo masculino y femenino (TEM y TEF) de las tablas 3 y 4 no tienen, como habría cabido esperar, significancia estadística y resulta muy difícil poder afirmar que estas variables hayan desempeñado un papel relevante en el devenir histórico de la EMPM.

#### *Esperanza de vida al nacer*

Históricamente, la esperanza de vida que experimentaban las regiones condicionaba la intensidad nupcial (Alter y Oris, 1999; Devos y Kennedy, 1999). Los lugares donde la mortalidad era más alta tenían que facilitar el acceso al matrimonio puesto que, de otra manera, la población se habría reducido (dado que la inmensa mayoría de los nacimientos ocurrían dentro del matrimonio). Allí donde la esperanza de vida era más baja, los hijos heredaban a edades más tempranas las tierras de sus padres y podían iniciar antes una familia.

Pues bien, tal y como cabía esperar, nuestros datos nos indican que en aquellas

provincias donde  $e_0$  era más alta, el acceso al matrimonio también era más tardío. Esto mismo encontró Reher (1991) para el período 1887-1930. Cabe señalar que los parámetros, tanto de  $e_0$  como de PIBpc, son altamente significativos y robustos y mantienen su signo y significatividad incluso cuando se añaden nuevas variables a los modelos y se acortan los períodos de análisis.

#### *Nivel educativo*

El nivel educativo ha sido señalado por muchos como una variable explicativa destacada de la evolución histórica de la nupcialidad. Es bien conocido que la teoría de la «nueva economía doméstica» desarrollada por Gary Becker (1981) consideraba que el incremento del nivel educativo de las mujeres aumentaba también sus posibilidades de inserción laboral y, por consiguiente, su poder adquisitivo y su nivel de independencia. De acuerdo a Becker, esto hacía que las mujeres vieran menos atractiva la vida en pareja y, por lo tanto, reducía las posibilidades de que contrajeran matrimonio. No obstante, no han faltado otras teorías con una visión diametralmente opuesta. Por ejemplo, Oppenheimer (1997 y 2000) considera que, a diferencia de lo sostenido por Becker, los logros educativos y profesionales de las mujeres facilitan su acceso al matrimonio. Los datos que ofrece Miret Gamundi (2002: 179-198) y Martínez Pastor (2008) para el conjunto de España a este respecto son consistentes: los incrementos de los niveles educativos retrasan la edad al matrimonio. En nuestros modelos, sin embargo, la «tasa de analfabetismo», cuando se controla por otras variables, no parece haber sido determinante en el devenir de la EMPM de los hombres y mujeres españoles (en la mayor parte de los modelos de las tablas 3 y 4 aparece sin significatividad).

#### *Mercado matrimonial*

Es indudable que cuando se producen fuertes flujos migratorios que afectan desigual-

mente a ambos sexos se generan desequilibrios en la razón de sexo que terminan por afectar al mercado matrimonial. Tradicionalmente, las ciudades solían atraer a muchas más mujeres que hombres, ya que en ellas abundaban los empleos en el servicio doméstico o las industrias textiles. De igual manera, algunas provincias españolas de la costa cantábrica expulsaban a muchos más varones (que emigraban a América). Estos flujos migratorios desiguales podían afectar sustancialmente las posibilidades de encontrar pareja de los jóvenes. Lesthaeghe y López Gay (2013) encontraron que estos desequilibrios durante las primeras décadas del siglo XX fueron una de las causas explicativas de las diferencias en los niveles de nupcialidad de las provincias españolas.

En las tablas 3 y 4 se observa que cuanto más alta es la relación de mujeres respecto a hombres en el grupo de edad de 15-49 años (RSF15-49), más se retrasa también la edad de acceso al matrimonio en ambos sexos. Que esto sea así en el caso de las mujeres (tabla 4) es esperable, ahora bien, respecto a los hombres (tabla 3) quizá lo que habría cabido esperar es haber obtenido un resultado distinto. Lo lógico habría sido que las provincias con el RSF15-49 más alto fueran también con la edad de acceso al matrimonio de los varones más temprana, ya que la búsqueda de una pareja para estos se vería facilitada por la abundancia de potenciales candidatas.

#### *Nivel de urbanización*

Lynch (1991) y Moreels y Matthijs (2011) encontraron que la edad al primer matrimonio en las ciudades siempre era más alta que en el campo. Reher (1991: 22) mostró que en el año 1887 en España la urbanización desincentivaba la nupcialidad. En las ciudades se percibía una versión exagerada del patrón europeo occidental de matrimonio restringido al que se refirió Hajnal (1965). Lynch (1991) señala que los gremios de artesanos solían limitar el acceso al matrimonio de los

**TABLA 3.** Errores estándar corregidos para panel controlando por efectos fijos y temporales (variable dependiente: edad media al primer matrimonio de los hombres), provincias españolas, 1887-2000

Variables	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
PIBpc	-1,94E-03 *** 3,55E-04	-1,79E-03 *** 3,33E-04	-1,77E-03 *** 3,35E-04	-1,75E-03 *** 3,36E-04	-2,67E-03 *** 4,80E-04
PIBpc <sup>2</sup>	3,76E-07 *** 9,17E-08	3,44E-07 *** 8,21E-08	3,37E-07 *** 8,20E-08	3,29E-07 *** 8,30E-08	5,23E-07 *** 1,12E-07
e <sub>0</sub>	2,46E-02 *** 6,22E-03	2,52E-02 *** 6,89E-03	2,64E-02 *** 6,92E-03	2,71E-02 *** 6,83E-03	4,66E-02 *** 9,20E-03
Analf	-6,45E-03 * 3,71E-03	1,22E-03 3,62E-03	1,36E-03 3,71E-03	2,79E-03 3,61E-03	9,54E-03 ** 4,82E-03
Poburb		-2,93E-02 *** 4,12E-03	-2,67E-02 *** 3,97E-03	-2,87E-02 *** 4,07E-03	-2,15E-02 *** 5,48E-03
RSF15-49			8,91E-01 ** 3,63E-01	8,65E-01 ** 3,63E-01	7,85E-01 * 4,02E-01
TEM				1,52E-03 1,67E-03	5,10E-05 2,27E-03
TE2-3					-2,38E-04 4,34E-04
Constante	2,58E+01 *** 6,78E-01	2,80E+01 *** 4,18E-01	2,59E+01 *** 6,52E-01	2,71E+01 *** 8,46E-01	2,76E+01 *** 1,17E+00
Observaciones	4.642	4.018	4.018	4.018	2.548
R <sup>2</sup> Aj.	0,991	0,995	0,995	0,995	0,997
Período	1887-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960- 2000	1930-1940 y 1960- 2000
Provincias	49	49	49	49	49

Errores estándar robustos en cursiva.

Niveles de significación: p-valor <0,01; p<0,05; p<0,1.

Fuente: Ver texto.

miembros más jóvenes hasta que adquirirían habilidades y recursos materiales suficientes. Incluso en algunas ciudades europeas existían leyes que restringían el acceso al matrimonio, especialmente de aquellas personas forasteras (Walker, 1971). Pues bien, en las tablas 3 y 4 se comprueba que, efectivamente, las provincias españolas con mayor nivel de urbanización (Popurb) han sido aquellas donde los jóvenes de ambos sexos accedían antes al matrimonio.

### Industrialización

Algunos autores (Habakkuk, 1955; Haines, 1996; Fitch y Ruggles, 2000; Ruggles, 2015a y 2015b; Sánchez Barricarte, 2017a) vinculan el rejuvenecimiento de la edad de acceso al matrimonio (y el incremento del porcentaje de quienes contraen nupcias que analizaremos posteriormente) observado en muchos países occidentales a lo largo de buena parte del siglo XX con el proceso de industrialización.

**TABLA 4.** Errores estándar corregidos para panel controlando por efectos fijos y temporales (variable dependiente: edad media al primer matrimonio de las mujeres), provincias españolas, 1887-2000

Variables	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
PIBpc	-2,20E-03 *** 3,35E-04	-2,02E-03 *** 3,24E-04	-1,82E-03 *** 3,17E-04	-1,84E-03 *** 3,18E-04	-2,21E-03 *** 4,78E-04
PIBpc <sup>2</sup>	4,90E-07 *** 8,42E-08	4,63E-07 *** 7,86E-08	4,09E-07 *** 7,86E-08	4,19E-07 *** 7,88E-08	5,00E-07 *** 1,14E-07
e <sub>0</sub>	3,02E-02 *** 6,23E-03	2,89E-02 *** 6,81E-03	3,40E-02 *** 6,64E-03	3,42E-02 *** 6,63E-03	6,08E-02 *** 8,12E-03
Analf	-2,30E-03 4,22E-03	6,55E-04 4,42E-03	-2,00E-03 4,42E-03	-1,76E-03 4,41E-03	1,71E-02 *** 5,99E-03
Poburb		-2,82E-02 *** 4,78E-03	-2,70E-02 *** 4,72E-03	-2,69E-02 *** 4,73E-03	2,19E-03 6,03E-03
RSF15-49			5,04E+00 *** 4,14E-01	5,03E+00 *** 4,14E-01	7,66E+00 *** 6,39E-01
TEM				-3,21E-03 * 1,79E-03	-1,76E-03 3,11E-03
TE2-3					-1,02E-03 ** 4,25E-04
Constante	2,44E+01 *** 1,16E+00	2,32E+01 *** 7,39E-01	1,79E+01 *** 8,09E-01	1,81E+01 *** 8,15E-01	1,42E+01 *** 1,67E+00
Observaciones	4.642	4.018	4.018	4.018	2.548
R <sup>2</sup> Aj.	0,988	0,994	0,995	0,995	0,997
Período	1887-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960- 2000	1930-1940 y 1960- 2000
Provincias	49	49	49	49	49

Errores estándar robustos en cursiva.

Niveles de significación: p-valor <0,01; p<0,05; p<0,1.

Fuente: Ver texto.

zación. El incremento del número de puestos de trabajo en los sectores industrial y de servicios liberó a muchos jóvenes de las limitaciones que imponía el medio geográfico: solo podían casarse aquellas personas que disponían de una extensión suficiente de tierras como para mantener una familia. Como dijo Watkins (1986: 335), en las sociedades del pasado dependientes de la agricultura, «la geografía era el destino». En las tablas 3 y 4 comprobamos que, incluso cuando con-

trolamos por otras muchas variables, las provincias que dependían menos de las actividades agrarias (y, por lo tanto, disponían de una mayor abundancia de empleo en la industria y los servicios) eran también las que experimentaban una edad de acceso al matrimonio más temprana en ambos sexos. Que la tasa de empleo en el sector secundario y terciario (TE2-3) no sea estadísticamente significativa en el caso de los hombres no debería sorprendernos, ya que es muy posi-

ble que gran parte de la capacidad explicativa de esta variable esté siendo recogida por la variable Popurb (es precisamente en las ciudades donde se concentra el mayor nivel de empleo en los sectores secundario y terciario).

### **Resultados de los análisis de panel respecto al porcentaje de soltería definitiva (PSD46-50)**

En las tablas 5 y 6 se analizan las correlaciones de las diferentes variables socioeconómicas con el porcentaje de soltería definitiva en el grupo de edad de 46-50 años (PSD46-50). Las principales coincidencias en estas tablas son las siguientes. En ambas comprobamos que, como cabía esperar, es estadísticamente significativo que las provincias con mayor esperanza de vida al nacer también son las que experimentan un mayor PSD46-50. A diferencia de lo observado en las tablas 3 y 4, en estas dos sí encontramos una relación estadísticamente significativa y negativa del nivel de analfabetismo y el PSD46-50: cuanto más alto es el porcentaje de analfabetos más bajo es el de soltería definitiva en ambos sexos. Estos resultados son totalmente consistentes con los obtenidos por Requena y Salazar (2014: tabla 2) y Martínez Pastor (2008) para diferentes cohortes de mujeres a lo largo del siglo XX.

Consideramos que este resultado es también coherente con el obtenido para la variable TE2-3: el signo del estimador en ambas tablas es positivo (aunque solo en el caso de los varones es estadísticamente significativo). Esto puede explicarse por el hecho de que las personas con mayor nivel cultural tienen acceso a mejores empleos en el sector industrial y de servicios (normalmente localizados en las ciudades) y, por lo tanto, gozan de una mayor autonomía económica. Es posible que algunas de las personas que trabajaban en estos sectores económicos no vieran el matrimonio como la única o mejor estrategia para encarar los

desafíos futuros de la vida (desempleo, accidentes, enfermedades o jubilación) y prefirieran mantenerse solteros. Por ejemplo, las personas homosexuales que residían y trabajaban en las ciudades seguramente se veían mucho menos presionadas para casarse y formar una familia que las que vivían en el campo. Históricamente, por ejemplo, un varón homosexual que trabajara en una empresa o en el sector servicios de una ciudad podía hacer su vida con un elevado nivel de libertad y autonomía. Por el contrario, los que residieran en un pueblo y se dedicaran a las tareas del campo podían verse empujados más fácilmente al matrimonio, ya que este les reportaba una ayuda (de la esposa y los hijos) fundamental para el sostenimiento y éxito de su empresa agraria.

El signo de la correlación observada entre el grado de urbanización y el PSD46-50 es similar en ambos sexos. Es destacable que la relación entre estas dos variables no es lineal sino cuadrática en forma de U invertida. Esto significa que cuanto mayor es el nivel de urbanización de una provincia mayor lo es también el porcentaje de soltería definitiva aunque, llegados a un cierto nivel de urbanización, el incremento de este cada vez tiene un impacto menor sobre el PSD46-50. La relación del nivel de urbanización con la soltería definitiva probablemente sea muy semejante a la descrita anteriormente respecto del analfabetismo. El entorno urbano posibilita un mayor nivel de autonomía y las personas que en él residen no dependen tanto del apoyo de la familia para su supervivencia. En el mundo rural, por el contrario, la economía agraria está muy vinculada al trabajo cooperativo entre todos los miembros de la familia. Las aportaciones laborales de las esposas y de los hijos (incluso de los más jóvenes) eran fundamentales en tareas relacionadas con el cuidado del ganado, la siembra o cosecha y otras muchas tareas agrícolas. En las ciudades, donde el tipo de trabajo que más abunda es el que ofrecen las industrias, talleres, comercios o el sector servi-

**TABLA 5.** Errores estándar corregidos para panel controlando por efectos fijos y temporales (variable dependiente: porcentaje de soltería definitiva de los hombres), provincias españolas, 1887-2000

Variables	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
PIBpc	3,07E-03 *** 9,75E-04	1,88E-03 ** 7,79E-04	1,40E-03 * 8,12E-04	1,39E-03 * 8,17E-04	7,36E-05 1,26E-03
PIBpc <sup>2</sup>	-8,93E-07 *** 2,17E-07	-5,53E-07 *** 1,83E-07	-4,16E-07 ** 1,91E-07	-4,05E-07 ** 1,94E-07	-1,91E-07 2,75E-07
e <sub>0</sub>	1,31E-01 *** 3,00E-02	1,05E-01 *** 2,62E-02	1,02E-01 *** 2,67E-02	1,03E-01 *** 2,65E-02	1,11E-01 *** 3,99E-02
Analf	-6,52E-02 *** 1,71E-02	-4,50E-02 *** 1,44E-02	-5,57E-02 *** 1,44E-02	-5,58E-02 *** 1,43E-02	-1,17E-01 *** 2,20E-02
Poburb		3,26E-01 *** 3,70E-01	3,51E-01 *** 3,71E-02	3,48E-01 *** 3,71E-02	4,87E-01 *** 5,60E-02
Poburb <sup>2</sup>		-3,65E-03 *** 3,09E-04	-3,80E-03 *** 3,06E-04	-3,76E-03 *** 3,07E-04	-4,87E-03 *** 4,39E-04
RSF15-49			8,03E-01 1,51E+00	8,42E-01 1,52E+00	6,27E-01 2,96E+00
TEM				-9,56E-04 5,97E-03	-1,06E-02 9,03E-03
TE2-3					3,37E-03 *** 1,14E-03
Constante	4,88E+00 *** 1,75E+00	-2,64E+00 1,83E+00	-1,05E+00 3,41E+00	-7,44E-01 5,12E+00	-4,79E+00 4,88E+00
Observaciones	4.642	4.018	4.018	4.018	-4,79E+00
R <sup>2</sup> Aj.	0,654	0,784	0,756	0,753	0,851
Período	1887-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960- 2000	1930-1940 y 1960- 2000
Provincias	49	49	49	49	49

Errores estándar robustos en cursiva.

Niveles de significación: p-valor <0,01; p<0,05; p<0,1.

Fuente: Ver texto.

cios, las ayudas que pueden aportar las esposas o los hijos al trabajo de la principal fuente de ingresos familiares (que normalmente era la que proveían los maridos/padres) era muchísimo menor. En definitiva, las personas de las zonas rurales estarían históricamente más motivadas para contraer matrimonio que las residentes en las ciudades.

Pero quizá lo que más llama la atención de los resultados de las tablas 5 y 6 no sea tanto sus coincidencias sino sus aspectos distintivos. Por ejemplo, si bien el PIBpc en ambas muestra una relación cuadrática con el PSD46-50, en el caso de los hombres (ta-

bla 5) es en forma de U invertida, mientras que en el de las mujeres (tabla 6) lo es en forma de U. Es decir, en el caso de los varones, el incremento del PIBpc correlaciona positivamente con el porcentaje de solteros (PSD46-50), mientras que, en el caso de las mujeres, lo hace negativamente (no obstante, en ambos casos, una vez alcanzado determinado nivel de renta, los incrementos del PIBpc tienen un efecto cada vez menor sobre el PSD46-50).

Respecto a las tasas de empleo, estas no tienen apenas efecto estadísticamente significativo sobre el PSD46-50 de los hombres ni



**TABLA 6.** Errores estándar corregidos para panel controlando por efectos fijos y temporales (variable dependiente: porcentaje de soltería definitiva de las mujeres), provincias españolas, 1887-2000

Variables	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
PIBpc	-2,03E-03 *** <i>6,23E-04</i>	-2,13E-03 *** <i>5,77E-04</i>	-2,28E-03 *** <i>5,82E-04</i>	-2,33E-03 *** <i>5,82E-04</i>	-2,38E-03 ** <i>1,02E-03</i>
PIBpc <sup>2</sup>	2,66E-07 * <i>1,59E-07</i>	3,47E-07 ** <i>1,56E-07</i>	3,85E-07 ** <i>1,59E-07</i>	4,02E-07 *** <i>1,57E-07</i>	3,40E-07 <i>2,37E-07</i>
e <sub>0</sub>	4,55E-02 *** <i>1,59E-02</i>	4,32E-02 *** <i>1,63E-02</i>	3,92E-02 ** <i>1,63E-02</i>	4,02E-02 ** <i>1,62E-02</i>	1,98E-02 <i>2,28E-02</i>
Analf	-2,96E-02 ** <i>1,28E-02</i>	-2,15E-02 * <i>1,19E-02</i>	-1,87E-02 * <i>1,17E-02</i>	-1,75E-02 <i>1,16E-02</i>	-3,58E-02 ** <i>1,70E-02</i>
Poburb		5,98E-02 * <i>3,13E-02</i>	5,48E-02 * <i>3,21E-02</i>	5,72E-02 * <i>3,18E-02</i>	8,89E-02 ** <i>4,12E-02</i>
Poburb <sup>2</sup>		-9,12E-04 *** <i>2,80E-04</i>	-9,05E-04 *** <i>2,81E-04</i>	-9,19E-04 *** <i>2,77E-04</i>	-1,16E-03 *** <i>3,25E-04</i>
RSF15-49			-4,04E+00 *** <i>1,14E+00</i>	-4,04E+00 *** <i>1,14E+00</i>	-3,13E+00 <i>2,31E+00</i>
TEF				-6,26E-03 <i>5,27E-03</i>	-1,40E-02 * <i>8,35E-03</i>
TE2-3					4,94E-04 <i>9,47E-04</i>
Constante	5,67E+00 *** <i>1,22E+00</i>	2,76E+00 * <i>1,42E+00</i>	7,06E+00 *** <i>2,11E+00</i>	7,12E+00 *** <i>2,12E+00</i>	8,67E+00 ** <i>3,60E+00</i>
Observaciones	4.642	4.018	4.018	4.018	2.548
R <sup>2</sup> Aj.	0,612	0,620	0,623	0,628	0,789
Período	1887-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960- 2000	1930-1940 y 1960- 2000
Provincias	49	49	49	49	49

Errores estándar robustos en cursiva.

Niveles de significación: p-valor <0,01; p<0,05; p<0,1.

Fuente: Ver texto.

de las mujeres (recordemos que lo mismo ocurría con la EMPM). En ambos sexos, el signo de los parámetros de TEM y TEF es el esperado (negativo), pero su robustez estadística es muy limitada (en tan solo uno de los modelos se alcanza cierta significatividad estadística).

Otra diferencia importante observada en las tablas 5 y 6 es la referente a la variable RSF15-49. En el caso de los hombres (tabla 5) podemos comprobar que los parámetros no tienen significancia estadística en ninguno de los modelos. En el caso de las mujeres (tabla 6), sí que encontramos significancia

estadística y los datos nos indican que cuanto mayor es la proporción de mujeres respecto de la de hombres, menor es el porcentaje de las que se quedan solteras permanentemente. Esto pudiera resultarnos contraintuitivo, pero quizá se pueda explicar por el hecho de que las provincias con mayor proporción de mujeres probablemente eran aquellas que más atracción migratoria ejercían sobre las féminas de las zonas rurales al ofrecerles mayores posibilidades laborales (servicio doméstico, talleres textiles, sistema educativo, etc.). Esta atracción, además de un incremento de la razón de sexo femenino, podría

provocar también un incremento de las oportunidades de contraer matrimonio para las mujeres.

Queremos concluir destacando que el nivel de ajuste ( $R^2$ ) de los modelos estadísticos referidos a la edad de acceso al primer matrimonio (tablas 3 y 4) es notablemente más alto que el de los que hacen referencia al porcentaje de soltería definitiva (tablas 5 y 6).

Somos conscientes de que se nos han quedado en el tintero otras teorías que, por desgracia, no hemos podido testar empíricamente aquí por falta de información histórica provincial<sup>7</sup>. No obstante, nuestro objetivo no ha sido agotar el análisis de todas las posibles variables que hayan podido incidir en las transformaciones históricas del comportamiento nupcial en España sino el de apuntar algunas (ojalá que las más relevantes) que nos ayuden a su comprensión y que sirvan para abrir el camino a futuras investigaciones que profundicen en más detalle en lo que aquí presentamos.

## CONCLUSIONES

A partir de la información provincial por sexo recopilada por Cachinero Sánchez (1982), debidamente actualizada y complementada con información de otras variables socio-económicas, hemos podido mostrar que la gran diversidad provincial de patrones nupciales observados en España estuvo marcada fundamentalmente por la diferente intensidad del porcentaje de soltería definitiva

más que por la distinta edad de acceso al matrimonio. También hemos comprobado que los patrones nupciales tradicionales provinciales se siguieron replicando al menos hasta mediados del siglo pasado.

La aplicación de modernas técnicas de análisis de panel de datos nos ha permitido confirmar algunas hipótesis explicativas que tradicionalmente suelen aparecer en la literatura especializada (referente al nivel económico, educativo o de urbanización) respecto al devenir histórico del comportamiento nupcial en España. Hemos podido comprobar que la casi totalidad de las variables independientes manejadas afectan con el mismo signo a la EMPM de ambos sexos. Sin embargo, esto no sucede con respecto al PSD46-50. En este último caso, nos ha sorprendido que mientras que el PIBpc tenía una relación cuadrática en forma de U invertida con el PSD46-50 de los hombres, en el caso de las mujeres lo es en forma de U. Igualmente, hemos detectado notables diferencias respecto al efecto que la RSF46-50 ejerce sobre el PSD46-50 de cada uno de los dos sexos.

Consideramos que el análisis de la nupcialidad es mucho más rico cuando se hace uso de indicadores como los utilizados en este estudio (EMPM y PSD46-50) que cuando se utilizan índices de la intensidad de la nupcialidad como el índice de Princeton ( $I_m$ ) en el que tanto la edad de acceso al matrimonio como la incidencia de la soltería quedan resumidos en un solo valor.

Esperamos haber contribuido con este trabajo a atender, al menos en parte, la petición realizada por Cachinero Sánchez en el año 1982 respecto al análisis de los determinantes de las pautas del comportamiento nupcial en España.

## BIBLIOGRAFÍA

Alcaide Inchausti, Julio (2003). *Evolución económica de las regiones y provincias españolas en el siglo XX*. Bilbao: Fundación BBVA.

<sup>7</sup> Por ejemplo, Caldwell y Ruzicka (1978) y Emeka (2006) opinan que el rejuvenecimiento de la edad de acceso al matrimonio se debió a la disponibilidad de métodos anticonceptivos efectivos. Otros consideran que un alto porcentaje de la variabilidad de los niveles de nupcialidad hay que buscarlo en el tamaño relativo de las cohortes (Easterlin, 1987; Cabré Pla, 1993; Bronson y Rossman, 2013). También es muy amplio el número de estudios que consideran que el desarrollo del Estado de bienestar tiene un impacto negativo sobre la nupcialidad (Teitler *et al.*, 2009).

- Alcaide Inchausti, Julio (2007). *Evolución de la población española en el siglo XX por provincias y comunidades autónomas*. Bilbao: Fundación BBVA.
- Alter, George y Oris, Michael (1999). «Access to Marriage in the East Ardennes during the 19<sup>th</sup> Century». En: Devos, I. y Kennedy, L. (eds.). *Marriage and Rural Economy: Western Europe since 1400*. Turnhout: Brepols.
- Beck, Nathaniel y Katz, Jonathan (1995). «What to Do (and not to Do) with Time-series Cross-section Data». *American Political Science Review*, 89: 634-647.
- Becker, Gary (1981). *Treatise on the Family*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Blanes, Amand (2007). *La mortalidad en la España del siglo XX. Análisis demográfico y territorial*. Barcelona: Universidad Autónoma de Barcelona, Departamento de Geografía. [Tesis doctoral].
- Bronson, Mary y Rossman, Gabriel (2013). «Cohort Size and the Marriage Market: Explaining nearly a Century of Changes in U.S. Marriage Rates». *California Center for Population Research, On-Line Working Paper Series, PWP-CCPR-2012-013*.
- Brown, John C. y Guinnane, Timothy W. (2007). «Regions and Time in the European Fertility Transition: Problems in the Princeton Project's Statistical Methodology». *Economic History Review*, 60(3): 574-595.
- Cabré Pla, Anna (1993). «Volverán tórtolos y cigüeñas». En: Garrido, L. y Gil Calvo, E. (eds.). *Estrategias familiares*. Madrid: Alianza.
- Cachinero Sánchez, Benito (1982). «La evolución de la nupcialidad en España (1887-1975)». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 20: 81-99.
- Caldwell, John y Ruzicka, Lado (1978). «The Australian Fertility Transition: An Analysis». *Population and Development Review*, 4: 81-103.
- Castro Martín, Teresa (1993). «Changing Patterns in Contemporary Spain». *Genus*, 49(1-2): 79-95.
- Castro Martín, Teresa (1999). «Pautas recientes en la formación de la pareja». *Revista Internacional de Sociología*, 23: 61-94.
- Castro Martín, Teresa (2003). «Matrimonios de hecho, de derecho y en eterno aplazamiento: la nupcialidad española al inicio del siglo XXI». *Sistema*, 175-176: 87-112.
- Castro Martín, Teresa y Seiz Puyuelo, Marta (2014). *La transformación de las familias en España desde una perspectiva socio-demográfica*. Madrid: Fundación Foessa.
- Cherlin, Andrew (1992). *Marriage, Divorce, Remarriage*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Devos, Isabelle y Kennedy, Leam (eds.) (1999). *Marriage and Rural Economy: Western Europe since 1400*. Turnhout: Brepols.
- Díez Minguela, Alfonso; Martínez Galarraga, Julio y Tirado Fabregat, Daniel A. (2015). «Why did Spanish Regions not Converge before the Civil War? Agglomeration Economies and (Regional) Growth Revisited». *Revista de Historia Económica*, 34(3): 417-448.
- Dopico, Fausto (1987). «Regional Mortality Tables for Spain in the 1860s». *Historical Methods*, 20(4): 173-179.
- Dopico, Fausto y Reher, David (1998). «El declive de la mortalidad en España, 1860-1930 [The decline of mortality in Spain, 1860-1930]». Huesca: Asociación de Demografía Histórica, monografía. Disponible en: <http://www.geps.es/bases-de-datos/mortalidad/>
- Easterlin, Richard (1987). *Birth and Fortune: The Impact of Numbers on Personal Welfare*. Chicago: University of Chicago Press. (2<sup>a</sup> ed.)
- Emara, Noha (2016). «Fertility and Female Employment: A Panel Study on Developing Countries». *Applied Economics and Finance*, 3(2): 122-127.
- Emeka, Amon S. (2006). «Birth, Fortune, and Discrepant Fertility in Twentieth-Century America». *Social Science History*, 30: 327-357.
- Ferrari, Tommy y Wesolowski, Katharina (2014). *Family Policies and Fertility-Examining the Link between Family Policy Institutions and Fertility Rates in 33 Countries 1995-2010*. Budapest: European Population Conference.
- Fitch, Catherin y Ruggles, Steven (2000). «Historical Trends in Marriage Formation: The United States 1850-1990». En: Waite, L. (ed.). *The Ties that Bind: Perspectives on Marriage and Cohabitation*. New York: Aldine de Gruyter.
- Habakkuk, Hrothgar (1955). «Family Structure and Economic Change in Nineteenth-Century Europe». *Journal of Economic History*, 15(1): 1-12.
- Haines, Michael (1996). «Long-term Marriage Patterns in the United States from Colonial Times

- to the Present». *The History of the Family*, 1(1): 15-39.
- Hajnal, John (1953). «Age at Marriage and Proportions Marrying». *Population Studies*, 7(2): 111-136.
- Hajnal, John (1965). «European marriage patterns in perspective». En: Glass, D. y Eversley, D. (eds.), *Population in history*. London: Edward Arnold, pp. 101-146.
- Hill, Matthew (2015). «Love in the Time of the Depression: The Effect of Economic Conditions on Marriage in the Great Depression». *The Journal of Economic History*, 75(1): 163-189.
- Hondroyannis, George y Papapetrou, Evangelia (2005). «Fertility and Output in Europe: New Evidence from Panel Cointegration Analysis». *Journal of Policy Modeling*, 27: 143-156.
- Knodel, John (1988). *Demographic Behavior in the Past. A Study of Fourteen German Village Populations in the Eighteenth and Nineteenth Centuries*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kutner, Michael; Nachtsheim, Christopher y Neter, John (2004). *Applied Linear Regression Models*. McGraw-Hill Irwin. (4ª ed.).
- Lagerlöf, Nils-Petter (2015). «Malthus in Sweden». *Scandinavian Journal of Economics*, 117: 1091-1133.
- Lesthaeghe, Ron y López Gay, Antonio (2013). «Spatial Continuities and Discontinuities in Two Successive Demographic Transitions: Spain and Belgium, 1880-2010». *Demographic Research*, 28-4: 77-136.
- Livi Bacci, Massimo (1968). «Fertility and Nupciality Changes in Spain from the late 18th to the early 20th Century». *Population Studies*, 21(1): 83-102 (parte I) y 21(2): 211-234 (parte II).
- Lynch, Katherine (1991). «The European Marriage Pattern in the Cities: Variations on a Theme by Hajnal». *Journal of Family History*, 16(1): 79-96.
- Martínez Pastor, Juan (2008). «Highly Educated Women Marry Less: An Analysis of Female Marriage Rates in Spain». *South European Society and Politics*, 13(3): 283-302.
- Martínez Pastor, Juan (2009). *Nupcialidad y cambio social en España*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Mas Ivars, Matilde; Goerlich Gisbert, Francisco; Azagra Ros, Joaquín y Chorén Rodríguez, Pilar (2006). *La localización de la población española sobre el territorio. Un siglo de cambios. Un estudio basado en series homogéneas (1900-2001)*. Bilbao: Fundación BBVA.
- Miret Gamundi, Pau (2002). *Primonupcialidad en España durante el siglo XX: evolución histórica y comportamientos generacionales*. Madrid: UNED. [Tesis doctoral].
- Moreels, Sarah y Matthijs, Koen (2011). «Marrying in the City in Times of Rapid Urbanization». *Journal of Family History*, 36(1): 72-92.
- Moreno Almarcegui, Antonio y Sánchez Barricarte, Jesús J. (2015). «Demographic Causes of Urban Decline in 17th Century Spain». *Annales de Démographie Historique*, 2: 133-159.
- Muñoz Pérez, Francisco y Recaño Valverde, Joaquín (2011). «A Century of Nuptiality in Spain, 1900-2007». *European Journal of Population*, 27: 487-515.
- Oppenheimer, Valerie (1997). «Women's Employment and the Gain to Marriage: The Specialization and Trading Model». *American Review of Sociology*, 23: 431-453.
- Oppenheimer, Valerie (2000). «The Continuing Importance of Men's Economic Position in Marriage Formation». En: Waite, L. (ed.). *The Ties that Bind*. New York: Aldine de Gruyter.
- Pampel, Fred (2001). «Gender Equality and the Sex Differential in Mortality from Accidents in High Income Nations». *Population Research and Policy Review*, 20: 397-421.
- Poppel, Frans van; Reher, David; Sanz-Gimeno, Alberto; Sánchez-Domínguez, Marta y Beekink, Erik (2012). «Mortality Decline and Reproductive Change during the Dutch Demographic Transition: Revisiting a Traditional Debate with New Data». *Demographic Research*, 27: 299-338.
- Prskawetz, Alexia; Mamolo, Marija y Engelhardt, Henriette (2010). «On the Relation between Fertility, Natality, and Nuptiality». *European Sociological Review*, 26(6): 675-689.
- Pujadas, Isabel y Solsona, Monserrat (1988). «Evolución reciente y modelos de nupcialidad en España (1979-1981)». *Papers de Demografia*, 21.
- Recaño Valverde, Joaquín (2011). «La nupcialidad española en el siglo XX: un análisis demográfico y territorial». En: Chacón, F. y Bestard, J. (eds.). *Familias. Historia de la sociedad española (del final de la Edad Media a nuestros días)*. Madrid: Cátedra.

- Reher, David (1991). «Marriage Patterns in Spain, 1887-1930». *Journal of Family History*, 16(1): 7-30.
- Reher, David y Sanz-Gimeno, Alberto (2007). «Rethinking Historical Reproductive Change: Insights from Longitudinal Data for a Spanish Town». *Population and Development Review*, 33(4): 703-727.
- Requena, Miguel y Salazar, Leire (2014). «Education, Marriage, and Fertility: The Spanish Case». *Journal of Family History*, 39(3): 283-302.
- Rosés, Joan; Martínez-Galarraga, Julio y Tirado-Fabregat, Daniel (2010). «The Upswing of Regional Income Inequality in Spain, 1860-1930». *Explorations in Economic History*, 47(2): 244-257.
- Rowland, Robert (1988). «Sistemas matrimoniales en la Península Ibérica (siglos XVI-XIX). Una perspectiva regional». En: Moreda, V. y Reher, D. (eds.). *Demografía histórica en España*. Madrid: El Arquero.
- Ruggles, Steven (2015a). «Marriage, Family Systems, and Economic Opportunity in the USA since 1850». *Gender and Couple Relationships*, 6 (of the series National Symposium on Family Issues): 3-41.
- Ruggles, Steven (2015b). «Patriarchy, Power, and Pay: The Transformation of American Families, 1800-2015». *Demography*, 52(6): 1797-1823.
- Sánchez Barricarte, Jesús J. (2001). «Changes in Marriage Patterns in the Spanish Province of Navarre from the Eighteenth to the Twentieth Century». *Continuity and Change: A Journal of Social Structure, Law and Demography in Past Societies*, 16(1): 71-93.
- Sánchez Barricarte, Jesús J. (2017a). «The Long-term Determinants of Marital Fertility in the Developed World (19th and 20th centuries): The Role of Welfare Policies». *Demographic Research*, 36(42): 1255-1298. DOI: 10.4054/DemRes.2017.36.42. Disponible en: <http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol36/42/>
- Sánchez Barricarte, Jesús J. (2017b). «Measuring and Explaining the Marriage Boom in the Developed World». *The History of the Family: An International Quarterly*. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1080/1081602X.2017.1315337>
- Teitler, Julien; Reichman, Nancy; Nepomnyaschy, Lenna y Garfinkel, Irwin (2009). «Effects of Welfare Participation on Marriage». *Journal of Marriage and Family*, 71: 878-891.
- Vos, Allison (2009). «Falling Fertility Rates: New Challenges to the European Welfare State». *Socio-Economic Review*, 7(3): 485-503.
- Walker, Mack (1971). *German Home Towns: Community, State, and General State, 1648-1871*. Ithaca: Cornell University Press.
- Watkins, Susan (1986). «Regional Patterns of Nuptiality in Western Europe, 1870-1960». En: Coale, A. y Watkins, S. (eds.). *The Decline of Fertility in Europe*. Princeton: Princeton University Press.
- Watkins, Susan (1991). *From Provinces into Nations: Demographic Integration in Western Europe, 1870-1960*. Princeton: Princeton University Press.
- Wolfers, Justin (2010). «What Is Going on With Marriage?». *New York Times: Op-Ed Contribution*. Disponible en: <http://freakonomics.com/2010/10/13/what-is-going-on-with-marriage/>
- Wooldridge, Jeffrey (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Wrigley, Edward; Davies, Richard; Oeppen, Jim y Schofield, Roger (1997). *English Population History from Family Reconstitution, 1580-1837*. Cambridge: Cambridge University Press.

**RECEPCIÓN:** 25/04/2017

**REVISIÓN:** 08/08/2017

**APROBACIÓN:** 06/10/2017



# A Provincial Analysis of Nuptiality in Spain (1887-2001)

*Análisis provincial de la nupcialidad en España (1887-2001)*

**Jesús Javier Sánchez Barricarte**

## Key words

- Panel Surveys
- Nuptiality
  - Provinces
  - 20th century

## Palabras clave

- Encuestas por paneles
- Nupcialidad
  - Provincias
  - Siglo XX

## Abstract

Using provincial data about age at first marriage and permanent singlehood, this paper presents a detailed analysis of marriage behaviour for men and women in Spain over the period 1887-2001. It shows that the great diversity between the Spanish provinces as far as marriage patterns are concerned was basically conditioned by the different numbers of people who never married, rather than by the different ages at which people usually married for the first time. It also concludes that the traditional patterns in each province continued to be replicated at least until the mid-twentieth century. The application of modern panel techniques confirmed some explanatory hypotheses that are often proposed in the literature on the subject (concerning economic, educational, and urbanisation levels) about the historical development of marriage behaviour in Spain.

## Resumen

A partir de los datos provinciales de la edad de acceso al primer matrimonio y la soltería definitiva presentamos un detallado análisis del comportamiento nupcial según sexo en España que cubre el período 1887-2001. Hemos podido comprobar que la gran diversidad provincial de patrones nupciales observados en España estuvo marcada fundamentalmente por la diferente intensidad del porcentaje de soltería definitiva más que por la distinta edad de acceso al matrimonio. También hemos constatado que los tradicionales patrones provinciales se siguieron replicando al menos hasta mediados del siglo pasado. La aplicación de modernas técnicas de análisis de panel de datos nos ha permitido confirmar algunas hipótesis explicativas que habitualmente suelen aparecer en la literatura especializada (referente al nivel económico, educativo o de urbanización) respecto al devenir histórico del comportamiento nupcial en España.

## Citation

Sánchez Barricarte, Jesús Javier (2018). "A Provincial Analysis of Nuptiality in Spain (1887-2001)". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 163: 79-100. (<http://dx.doi.org/10.5477/cis/reis.163.79>)

---

**Jesús Javier Sánchez Barricarte:** Universidad Carlos III de Madrid | [jesusjavier.sanchez@uc3m.es](mailto:jesusjavier.sanchez@uc3m.es)

## INTRODUCTION

In 1982, Benito Cachinero Sánchez published an article in the *Revista Española de Investigaciones Sociológicas* where he described in detail the marrying age and the proportion of individuals who never married in all Spanish provinces from 1887 to 1975 by sex. The author himself admitted, however: "this study is limited to providing a descriptive explanation of the variables that make up the European model of marriage. Given the lack of research in this area, it is a first step, but it does not analyse the determinants and consequences of such behavioural patterns for the specific case of Spain. To do so, it would be necessary to design a long-term far-reaching study (both methodological and temporal), which could very well use the data presented here as a starting point" (Cachinero Sánchez, 1982: 82). It has been more than 35 years since Cachinero Sánchez published his article, and no one to date has picked up the gauntlet that he threw down.

Very few studies have undertaken an historical long-term review of marriage rates in Spain, although there have clearly been many more since 1975 (Pujadas and Solsona, 1988; Cabré Pla, 1993; Castro Martín, 1993, 1999 and 2003; Martínez Pastor, 2008 and 2009; Castro Martín and Seiz Puyuelo, 2014). The studies that seek to present a long-term historical perspective can provide crucial information to better understand not only regional differences, but also current marriage patterns. In the last century, Spain has undergone a profound transformation in reproductive terms. In only a few decades Spain has gone from being one of the European countries with the highest level of fertility to being (together with Italy) one with the fewest children born per woman of childbearing age. If it is taken into account that, until a few decades ago, the vast majority of births occurred within marriage, it is easy to envisage the essential role that access to marriage

has historically played in regulating demographic growth in Spain. Therefore, there is no need to further emphasise the need to improve the existing historical knowledge about marriage behaviour.

If historical studies on Spanish marriage rates are scarce, there have been even fewer attempts to empirically demonstrate the causes of their variations. Most of them are descriptive studies, such as that by Cachinero Sánchez (1982). Livi Bacci (1968) and Rowland (1988) provided information that dates back to the 18th century. Moreno Almárcegui and Sánchez Barricarte (2015), through a back-projection exercise, presented estimates of the Princeton marital index ( $I_m$ ) for the whole of Spain from 1565 to 1845. Using provincial and judicial district data, Reher (1991) showed several statistical models that sought to explain the causes involved in how several marital indicators evolved between 1887 and 1930. Making use of the information gathered in the Sociodemographic Survey (*Encuesta Sociodemográfica*) conducted by the INE in 1991, Miret Gamundi's (2002:176) unpublished doctoral thesis analysed the explanatory factors of the formation of first marriages in Spain during the second half of the 20th century through the use of maximum likelihood estimates. He analysed the impact that variables such as educational level, business activity performed, type of family, social class and level of urbanisation have on first marriage patterns. Muñoz Pérez and Recaño Valverde (2011) and Recaño Valverde (2011) presented a detailed descriptive analysis of marriage patterns in Spain since the beginning of the 20th century. Requena and Salazar (2014) also examined the impact that educational level had on the reproductive and marriage behaviour of cohorts of Spanish women born in the first half of the 20th century.

The main objective of this study was to accept the invitation to further this research made by Cachinero Sánchez in 1982, and to identify the factors that have influenced the



historical development of two fundamental marriage indicators: the age at first marriage, and the percentage of the population who never married. The extraordinary database assembled by Sánchez was used for this purpose, although an enormous effort was made not only to update the data collected by him, but also to add economic and sociological data. By applying statistical techniques of analysis of panel data, it was possible to take advantage of all the summarised historical information and reach conclusions that will hopefully be useful for a better understanding of marital behaviour across history in Spain.

## SOURCES

Cachinero Sánchez calculated the average age at first marriage from 1887 to 1975 for all Spanish provinces by using census data and applying the methodology designed by John Hajnal (1953). The population who never married was established by the percentage of single people in the 46-50 year-old age group, considering that practically no first marriages took place after 50 (PNM46-50 Men and PNM46-50 Women). The data was updated by applying this same methodology to the censuses from 1981, 1991 and 2001<sup>1</sup>.

Therefore, the years for which provincial data were available on the age of first marriage and the percentage of those who never married were: 1887, 1900, 1910, 1920, 1930, 1940, 1960, 1970, 1975, 1981, 1991, and 2001<sup>2</sup>. A linear interpolation of the in-

ter-censal scores was performed, except for the period 1940-1960, because given its length, it was deemed more appropriate to leave it blank. Therefore, it is important to bear in mind that the period 1941-1959 was excluded from all the statistical models that will be shown later.

This is the list of sociodemographic and economic variables for which historical information has been compiled, and the list of sources used:

- Average age at first marriage (AAFM Men and AAFM Women): from 1887 to 1975, Cachinero Sánchez (1982); from 1981 to 2001, calculated by the authors applying the methodology designed by Hajnal (1953) from census data.
- Percentage of the population who never married (PNM46-50 Men and PNM46-50 Women), percentage of single people observed in the 46-50 year-old age group, by sex: from 1887 to 1975, Cachinero Sánchez (1982); from 1981 to 2001, calculated by the authors from census data.
- Life expectancy at birth ( $e_0$ ) for the two sexes together: 1866, Dopico (1987); from 1900 to 1930, Dopico and Reher (1998); 1940 and 1950, calculated by the authors; from 1960 to 2001, Blanes (2007).
- Gross Domestic Product per capita (GD-Ppc): GDP per capita at factor cost in 1995 constant pesetas. From 1860 to 1920, Rosés, Martínez Galarraga and Tirado (2010) and Díez Minguela, Martínez Galarraga and Tirado (2015); from 1930 to 2000, Alcaide Inchausti (2003).
- Female sex ratio (FSR15-49): Number of women between the ages of 15 and 49 divided by the number of men of the same age. From 1900 to 2001, calculated by the authors from census data.

<sup>1</sup> It was decided not to include the data from the 2011 census because, since the beginning of the 21<sup>st</sup> century, there has been a noticeable increase in the percentage of young people who cohabit without being married and who, therefore, appear in the register as being single. Over the years, many of them choose to regularise their status as a couple and get married. All this significantly alters the calculation of age at first marriage through the system devised by Hajnal.

<sup>2</sup> Cachinero Sánchez (1982) did not provide provincial information for the year 1950, since that census did not contain the necessary data to calculate these two indica-

tors, although it did for the total in Spain as a whole. While the 1960 census did provide provincial data, it did not record the necessary national totals.

- Percentage of urban population (Urbpop): percentage of people living in municipalities of 10,000 or more inhabitants. From 1900 to 2000, Mas Ivars *et al.* (2006).
- Percentage of illiterates (Illit): percentage of illiterate population (unable to read or write) over 10 years old. Calculated by the authors based on census data.
- Female employment rate (FER) and male employment rate (MER): percentage of employed labour force by sex. From 1900 to 2000, Alcaide Inchausti (2007).
- Employment rate in the secondary and tertiary sectors (ER2-3): Rate of employment in the secondary and tertiary sectors for every 1,000 people aged between 16 and 64 years old. Calculated by dividing the number of those employed in the secondary and tertiary sectors by the number of people aged between 16 and 64 years old. From 1930 to 2000, Alcaide Inchausti (2003).

The data of the average age at first marriage of the countries indicated in Graphs 3 and 4 were obtained from the following sources: Denmark: Statistics Denmark (<http://www.statbank.dk/>); Norway: Statistics Norway (<https://www.ssb.no/>); Sweden: Statistics Sweden ([www.ssd.scb.se](http://www.ssd.scb.se)) and the United States: US Bureau of the Census ([www.census.gov](http://www.census.gov)).

For some variables, information was collected from the year 1887 (AAF<sub>M</sub>, PNM<sub>46-50</sub>, GDP<sub>pc</sub>,  $e_0$  and Illit). For other variables, however, the earliest available information dated back to the year 1900 (FSR<sub>15-49</sub>, Urbpop, MER and FER). For the variable ER<sub>2-3</sub>, information could only be obtained from the year 1930 onwards. This is the reason for the variation in the time periods of the different statistical models shown in Tables 3 to 6. As new variables were added, the analysis period was shortened.

The province of the Canary Islands was divided into two in the year 1927 (Santa Cruz

de Tenerife and Las Palmas); however, it has been maintained as a single unit throughout the study period (1887-2001). As a result, 49 provinces were analysed in the study.

### **Descriptive analysis of the two main marital indicators over time**

Graph 1 shows how the average age at first marriage evolved by sex. The first thing of note is that this variable has changed in parallel in both sexes, with an approximate difference of three years (although from 1991 the difference reduced to two years). From 1887 to 1940 the AAF<sub>M</sub> went from 27 and 24 to 29.4 and 27.7 years old for men and women, respectively. The period 1940-1981, however, was characterised by the AAF<sub>M</sub> returning to that observed in the year 1887. From 1981 onwards, it started to rise again, characterised by its especially fast increase (it went from 26 and 23.1 years in 1981, to 31.6 and 29.3 years, respectively, in 2001)<sup>3</sup>.

There are notable differences in the evolution of the percentage of the population who never married depending on sex (Graph 2). Until 1981, the PNM<sub>46-50</sub> Women was noticeably higher than the PNM<sub>46-50</sub> Men. However, from 1981 onwards, the PNM<sub>46-50</sub> Men was higher. While the male rate had experienced a clearly upward trend since the early 20th century (despite slight swings), the female rate had undergone decades of strong growth (1887-1950) that were followed by no less pronounced declines (1950-1991). Undoubtedly, the different intensity in the external migratory flows experienced by each of the sexes to a large extent explains the difference between them.

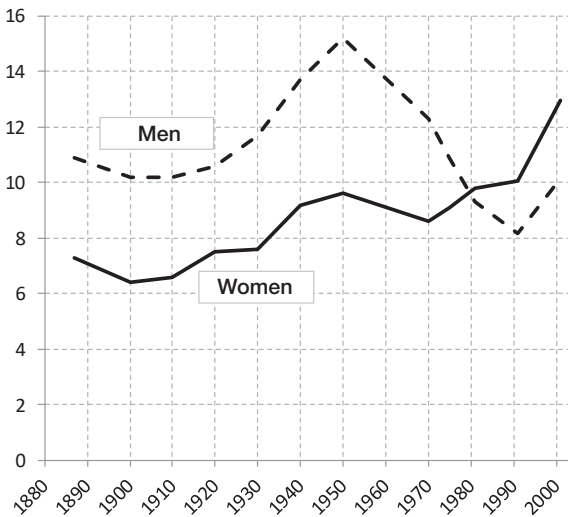
<sup>3</sup> The evolution of the average age at first marriage presented by Miret Gamundi (2002: 46), based on the information collected held in the books of the *Movimiento Natural de la Población*, is very similar to that estimated by both Cachinero Sánchez (1982) and our study using Hajnal's methodology (1953).

**GRAPH 1.** Average age at first marriage in Spain



Source: See text.

**GRAPH 2.** Percentage of population never married in Spain (46-50 age group)

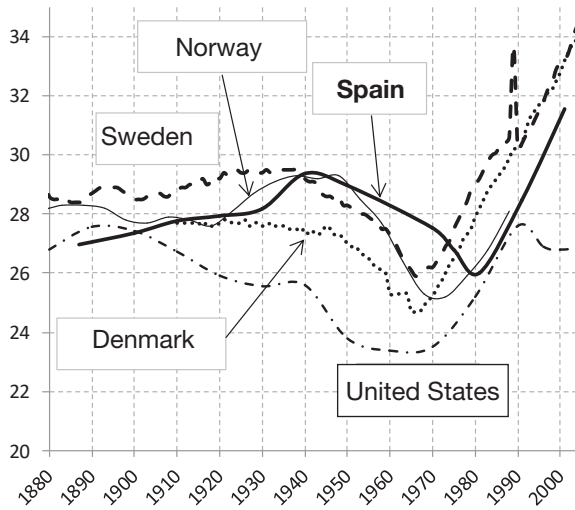


Source: See text.

While the comparative analysis of the marital indices observed in Spain with respect to other Western countries is not intended to be exhaustive, it is worth at least situating the evolution of some of these indicators in an international context. Graphs 3 and 4 show that the average age at first marriage for both sexes in Spain went from being

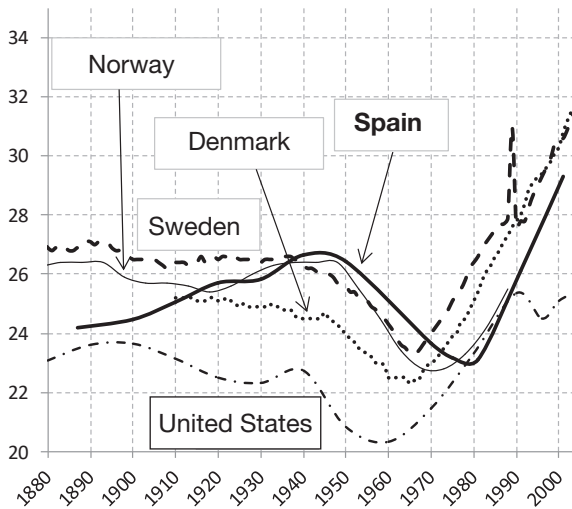
one of the youngest at the end of the 19th century to being the oldest by the middle of the 20th century. The marriage boom typical of the central decades of the 20th century, which led to people marrying at a younger age, took place significantly later in Spain than in the neighbouring countries. Likewise, the typical delay in age at first marriage that

**GRAPH 3.** Average age at first marriage of men in different countries



Source: See text.

**GRAPH 4.** Average age at first marriage of women in different countries



Source: See text.

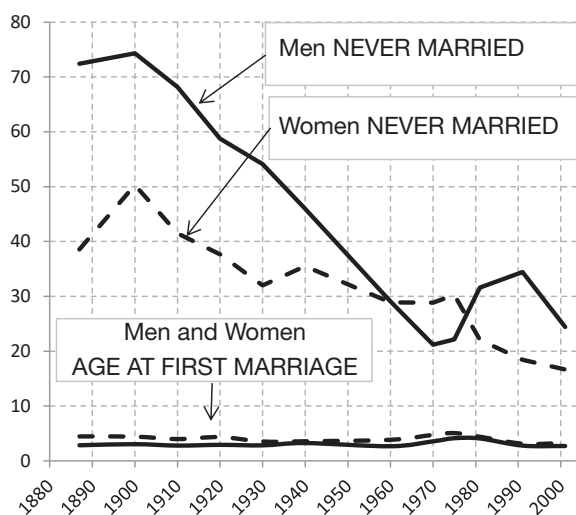
began in other countries in the 1950s and 1960s was not detected in Spain until 1981.

Despite the obvious value a detailed analysis of the variation in the space/time marital patterns, it is beyond the scope of this paper. However, it seems pertinent to make some brief comments about the changes and con-

tinuities in the territorial structure of marital rates.

All of the researchers who have studied the historical development of marriage rates in Spain (Rowland, 1988, for the 18th and 19th centuries; Reher, 1991, for the period of 1887-1910; and Miret Gamundi, 2002, for the

**GRAPH 5.** Variation coefficients (in percentages) of the provincial scores of the variables “average age at first marriage” and “percentage of population never married (46-50 years old)”



Source: See text.

20th century) have agreed that there is a great diversity of marital patterns in Spain. Traditionally, and until recently, Spain had undoubtedly been one of the European countries with greater provincial differences in marital levels. In order to provide an accurate measure of this diversity and its evolution over time, the coefficient of variation<sup>4</sup> of the provincial values of the average age at first marriage (AAFM) and the percentage of the population who never married were calculated (PNM46-50). Graph 5 shows that the substantial interprovincial differences occurred not in the age at first marriage, but in the percentage of men and women who never married (the high coefficient of variation is particularly striking among males). Therefore, what differentiated some provinces from others regarding their marital behaviour was not so much the different age at first marriage, but the number of people who remained single throughout their life.

Graph 5 also shows that there was an accelerated standardisation process with respect to the percentage of the population who never married throughout the 20th century. This was not the case with respect to the average age at first marriage, since its meagre diversity remained practically unaltered throughout the entire century. This process whereby marital behaviour tended to become uniform was common to almost all European countries (Watkins, 1986 and 1991).

Both Rowland (1988) and Reher (1991) have argued that marriage patterns in Spain are historically well established, and even date back to the 16th century. This stability may be associated with the permanence of specific regional forms of regulation for attaining married status. Table 1 shows the bivariate correlation coefficients of the AAFM and PNM46-50 according to sex with respect to the scores found in 1887. The marriage patterns existing in 1887 were maintained well into the 20th century. The AAFM patterns continued until the 1930s and 1940s. The PNM46-50 coefficients were even more per-

<sup>4</sup> The coefficient of variation (expressed as a percentage) is defined as the division between the standard deviation and the arithmetic mean.

sistent, since even the data from the 1960s and 1970s still had very high correlations with respect to those observed in 1887.

### Methodology for the statistical analysis of the data collected

A large historical database was assembled that contained sociodemographic and economic information on a series of variables described in detail in the "Sources" section. This included information about 49 provinces from different periods between 1887 and 2001. In other words, the data combine a temporal dimension and a cross-sectional dimension (provinces). This information structure allowed for the analysis of panel data statistical technique to be used. The temporal dimension of this type of database provides additional information that does not appear in a single cross section. The statistical analysis of panel data has many advantages over temporal and cross-sectional analysis techniques. For example, having data for a large number of years increases the size of the sample and can generate more reliable estimates. It also makes it pos-

sible to eliminate the specification bias inherent in the models of temporal series that do not take into account the unobservable characteristics of the units that could condition their behaviour, as well as the multicollinearity problems typically found in these models. By having many observations for each of the provinces, this type of technique allows for the inclusion of controls of fixed and temporal effects which, if omitted, would produce a bias in the estimated relationship between variables (Hondroyannis and Papapetrou, 2005: 145). This type of analytical methodology was used to empirically test various explanatory hypotheses of the evolution of marital intensity.

The previous graphic reviews of the relationships between the two dependent variables (average age at first marriage and percentage of permanent single status), and some independent variables (GDPpc and Urbpop) showed that they were not linear, but U-shaped and inverted U-shaped. For this reason, the statistical models explained below include the squared value of these independent variables.

**TABLE 1.** *Bivariate correlation with respect to the scores observed in the year 1887 (Spanish provinces)*

	Age at first marriage		Percentage never married (46-50 years old)	
	Men	Women	Men	Women
1887	1.00	1.00	1.00	1.00
1900	0.81 *	0.86 *	0.98 *	0.95 *
1910	0.74 *	0.83 *	0.96 *	0.85 *
1920	0.80 *	0.72 *	0.93 *	0.87 *
1930	0.64 *	0.82 *	0.92 *	0.89 *
1940	0.36 *	0.43 *	0.88 *	0.82 *
1960	0.11	-0.29 *	0.72 *	0.52 *
1970	-0.27	-0.25	0.65 *	0.30 *
1975	-0.34 *	-0.29 *	0.61 *	0.16
1981	-0.29 *	-0.22	-0.20	0.37 *
1991	0.04	0.26	-0.22	0.07
2001	0.29 *	0.62 *	0.00	0.08

Significance levels: p-value <0.05 "\*\*).

Source: See text.

The panel statistical models of Tables 3 to 6 were outlined as follows (the example used here is the model where the dependent variable was the average age at first marriage for men):

$$AAFM(Men) = \beta_0 + \beta_1GDPpc_{it} + \beta_2GDPpc^2_{it} + \beta_3e_{0it} + \beta_4lllit_{it} + \beta_5Urbpop_{it} + \beta_6Urbpop^2_{it} + \beta_7FSR15-49_{it} + \beta_8MER_{it} + \beta_9ER2-3_{it} + \mu_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Where  $\mu$  is the vector of annual dummy variables (dummies) that controls for time effects and  $\alpha_i$  is the vector of annual dummy variables that controls for fixed effects. In addition to the classic problems of heterogeneity that appear in panel models, possible autocorrelation problems typical of temporal series have to be taken into account. Following Wooldridge (2002), it was observed that there was a problem of first-order serial correlation that could seriously affect the standard errors of our estimates<sup>5</sup>. It was found that the errors were AR (1):

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \nu_t$$

In this case, ordinary least squares were not the best methodology to use because they underestimated the true variance, and in the presence of autocorrelation, the  $t$ -statistics appear to be too significant. In this case, the null hypothesis is rejected too often.

Once the problem of autocorrelation was identified, the model of panel corrected standard errors was applied<sup>6</sup>. Panel analyses have become popular in sociological studies in recent years, among other reasons, because they allow the use of many types of surveys (for example, family budgets, labour force, consumption, households, etc.). In the more specific field of demography, several papers have been published in prestigious

international journals that have successfully used this model (Pampel, 2001; Vos, 2009; Prskawetz *et al.*, 2010; Ferrarini and Wesolowski, 2014; Lagerlöf, 2015; Emara, 2016; Sánchez Barricarte, 2017a and 2017b). They have been characterised by the use of a Prais-Winsten regression to estimate the parameters. When calculating the standard errors and the variance-covariance estimates, this methodology accounts for cross-sectional heteroskedasticity-consistent and contemporaneously correlated errors. According to Beck and Katz (1995), when the temporal dimension T is greater than N (number of provinces), as is the case here, standard errors are more reliable when they are calculated using the model of panel corrected standard errors than when other alternative methodologies are used, such as generalised least squares.

The nature of the variables under discussion here could show a possible problem of multicollinearity, given the strength of relationship that could exist between them. To verify this, Table 2 shows the variance inflation factor (VIF). Some authors (Kutner *et al.*, 2004: 408) have considered that there is a serious multicollinearity problem when the VIF of one of the coefficients is higher than 10. The results obtained indicate that the models used here show no major multicollinearity problems.

The information used was based on provincial aggregate data. Some authors (Brown and Guinnane, 2007) have indicated that working with aggregate data may induce the so-called “ecological fallacy” (especially if the data refer to large geographic units, such as countries). This is a type of error in the argument based on the misinterpretation of statistical data, in which the correlations observed in some aggregate characteristics are attributed to individual behaviour. This fallacy assumes that all the members of a group show the same characteristics of the group. Although the aggregate data in the national scope conceal the major disparities that usu-

<sup>5</sup> The two tests were significant at 1%.

<sup>6</sup> These are abbreviated as PCSE.

ally exist within the different countries, it is our understanding that analyses such as this one, which use provincial data, allow this limitation to be corrected for to a great extent. Another drawback when using this type of aggregate data is that the same weight is given to provinces that have a very different size.

To overcome this methodological limitation, some researchers in the field of historical demography have recommended orienting research towards the use of individual data (usually obtained through family reconstruction techniques). In recent years, some demographers have made a praiseworthy effort to reconstruct more or less long periods of a few populations in Europe (Knodel, 1988; Wrigley *et al.*, 1997; Reher and Sanz Gimeno, 2007; van Poppel *et al.*). The individual data provided by the studies based on family reconstructions are undoubtedly richer and more diverse than the macro data; however, they are very limited, since it is practically impossible to apply this technique to broad time periods and geographical areas. Even if the economic, material and human resources necessary for such a colossal task were available, there is always the question of whether the information obtained for a particular municipality (or group of municipalities) is representative of the country where it is located. In short, it is difficult to establish generalised explanatory theories of demographic behaviour based on the results

observed in a few villages. In addition, it is impossible to carry out reconstructions of families in cities (or even small towns), so it is not feasible to conduct studies that compare the different demographic behaviour between rural and urban areas. Ultimately, the rich information that microanalysis has provided in recent decades based on the reconstruction of families must necessarily be complemented with other aggregate data.

### Results of the panel analyses regarding age at first marriage (AAFM)

Tables 3 to 6 show different models where new independent variables were successively added. Taking into account the limitations of our database explained above, the results obtained will be analysed below. The effect of the different AAFM variables will be analysed first (Tables 3 and 4).

#### *Economic factors*

Tables 3 and 4 show that the relationship of the AAFM with the GDP per capita was not linear but U-shape (quadratic) for both sexes. In other words, historically, the richer a province was, the younger people were when they got married. However, the negative relationship between these variables, rather typical of past periods with low levels of GDPpc, was lost once a certain level of economic development was reached. A U-shaped relationship indicated that the impact of the GDPpc on the AAFM was progressively lower, and even became positive when a certain income level was reached (the critical point). That is, marriage could be delayed when there were increases in income (in more developed societies, a high percentage of young people tend to have access to university degrees and postgraduate studies, which delays their access to both the employment market and marriage).

Some authors (Easterlin, 1987; Cherlin, 1992; Emeka, 2006) have pointed out that economic factors have been decisive in de-

**TABLE 2.** *Variance Inflation Factor (VIF)*

Variable	Period	
	1900-2000	1930-2000
ER2-3		6.9
Illit.	6.5	5.9
GDPpc	4.3	6.9
$e_0$	7.6	5.4
UrbPop	1.7	2.2
FER	3.5	3.5
MER	3.5	3.8
FSR15-49	1.5	2.3



termining the age at first marriage. However, this relationship has not been validated over different historical periods (Bronson and Rossman, 2013; Wolfers, 2010; Hill, 2015). The results here are fully consistent with the hypothesis that, before starting a family, a minimum level of economic resources is needed to support it. In addition, the non-linear relationship between the GDPpc and the AAFM may explain why some authors have not been able to validate the negative relationship between income and age at first marriage in different historical periods.

The male and female employment rates (MER and FER) of Tables 3 and 4 do not have statistical significance, as might have been expected, and it is very difficult to claim that these variables have played an important role in the historical evolution of the AAFM.

#### *Life expectancy at birth*

Historically, life expectancy in the regions conditioned the intensity of marriage (Alter and Oris, 1999; Devos and Kennedy, 1999). Places where mortality was higher had to facilitate access to marriage since, otherwise, the population would have been reduced (since the vast majority of births occurred within marriage). Where life expectancy was lower, children inherited their parents' land at an earlier age and could start a family sooner.

As might have been expected, the data from the study indicated that those provinces where  $e_0$  was higher, the population married at an older age. The same was found by Reher (1991) for the period 1887-1930. It should be noted that the parameters of both  $e_0$  and GDPpc were highly significant and robust, and remained at similar levels and significance even when new variables were added to the models and shorter periods were analysed.

#### *Education level*

Many have pointed out that education level is an outstanding explanatory variable for the historical evolution of marriage rates. The

well-known theory of the "new home economics" developed by Gary Becker (1981) holds that the increase in the education level of women also increases their chances of entering the labour market and, consequently, their purchasing power and their level of independence. According to Becker, this has made living as a couple less attractive to women, and thereby has reduced their probability of getting married. However, there has been no lack of theories with a diametrically opposed viewpoint. For example, Oppenheimer (1997 and 2000), unlike Becker, considered that the educational and professional achievements of women have facilitated their access to marriage. The data offered by Miret Gamundi (2002: 179-198) and Martínez Pastor (2008) for the whole of Spain are consistent: higher education levels delay the age at first marriage. In the models developed in this study, however, the "illiteracy rate", when controlled for by other variables, does not seem to have been determinant in the evolution of the AAFM for Spanish men and women (in most of the models in Table 3 and 4 they are not significant).

#### *Marriage market*

When there are strong migratory flows that unequally affect both sexes, imbalances occur in the sex ratio that ultimately have an impact on the marriage market. Traditionally, cities tended to attract more women than men, as there were many jobs in domestic service and textile industries. In a similar way, some Cantabrian coastal provinces saw many more men leave, as they migrated to America. These unequal migratory flows could substantially affect the chances of young people finding a marriage partner. Lesthaeghe and López Gay (2013) found that these imbalances during the first decades of the 20th century were one of the explanatory causes for the differences in marriage levels in the Spanish provinces.

Tables 3 and 4 show that the higher the ratio of women to men in the 15-49 age

**TABLE 3.** Corrected standard errors for panel controlling for fixed and temporal effects (dependent variable: average age at first marriage of men), Spanish provinces, 1887-2000

Variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
GDPpc	-1.94E-03 *** <i>3.55E-04</i>	-1.79E-03 *** <i>3.33E-04</i>	-1.77E-03 *** <i>3.35E-04</i>	-1.75E-03 *** <i>3.36E-04</i>	-2.67E-03 *** <i>4.80E-04</i>
GDPpc <sup>2</sup>	3.76E-07 *** <i>9.17E-08</i>	3.44E-07 *** <i>8.21E-08</i>	3.37E-07 *** <i>8.20E-08</i>	3.29E-07 *** <i>8.30E-08</i>	5.23E-07 *** <i>1.12E-07</i>
e <sub>0</sub>	2.46E-02 *** <i>6.22E-03</i>	2.52E-02 *** <i>6.89E-03</i>	2.64E-02 *** <i>6.92E-03</i>	2.71E-02 *** <i>6.83E-03</i>	4.66E-02 *** <i>9.20E-03</i>
Illit.	-6.45E-03 * <i>3.71E-03</i>	1.22E-03 <i>3.62E-03</i>	1.36E-03 <i>3.71E-03</i>	2.79E-03 <i>3.61E-03</i>	9.54E-03 ** <i>4.82E-03</i>
UrbPop		-2.93E-02 *** <i>4.12E-03</i>	-2.67E-02 *** <i>3.97E-03</i>	-2.87E-02 *** <i>4.07E-03</i>	-2.15E-02 *** <i>5.48E-03</i>
FSR15-49			8.91E-01 ** <i>3.63E-01</i>	8.65E-01 ** <i>3.63E-01</i>	7.85E-01 * <i>4.02E-01</i>
MER				1.52E-03 <i>1.67E-03</i>	5.10E-05 <i>2.27E-03</i>
ER2-3					-2.38E-04 <i>4.34E-04</i>
Constant	2.58E+01 *** <i>6.78E-01</i>	2.80E+01 *** <i>4.18E-01</i>	2.59E+01 *** <i>6.52E-01</i>	2.71E+01 *** <i>8.46E-01</i>	2.76E+01 *** <i>1.17E+00</i>
Observations	4,642	4,018	4,018	4,018	2,548
R <sup>2</sup> Adj.	0.991	0.995	0.995	0.995	0.997
Period	1887-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960- 2000	1930-1940 y 1960- 2000
Provinces	49	49	49	49	49

Robust standard errors in italics.

Significance levels: p-value <0.01 \*\*\*\* <0.05 \*\*\* <0.1 \*\*.

Source: See text.

group (RFS15-49), the older the age at marriage for both sexes. While this is to be expected in the case of women (Table 4), a different result might have been expected with respect to men (Table 3). The logical thing would have been that the provinces with the highest RFS15-49 should also have been those with the younger age at marriage for males, since finding a marriage partner would

have been facilitated by the abundance of potential candidates.

#### *Level of urbanisation*

Lynch (1991), Oris (2000) and Moreels and Matthijs (2011) found that age at first marriage was always higher in cities than in the countryside. Reher (1991: 22) showed that urbanisation discouraged marriage in Spain

**TABLE 4.** Corrected standard errors for panel controlling for fixed and temporal effects (dependent variable: average age at first marriage of women), Spanish provinces, 1887-2000

Variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
GDPpc	-2.20E-03 *** <i>3.35E-04</i>	-2.02E-03 *** <i>3.24E-04</i>	-1.82E-03 *** <i>3.17E-04</i>	-1.84E-03 *** <i>3.18E-04</i>	-2.21E-03 *** <i>4.78E-04</i>
GDPpc <sup>2</sup>	4.90E-07 *** <i>8.42E-08</i>	4.63E-07 *** <i>7.86E-08</i>	4.09E-07 *** <i>7.86E-08</i>	4.19E-07 *** <i>7.88E-08</i>	5.00E-07 *** <i>1.14E-07</i>
e <sub>0</sub>	3.02E-02 *** <i>6.23E-03</i>	2.89E-02 *** <i>6.81E-03</i>	3.40E-02 *** <i>6.64E-03</i>	3.42E-02 *** <i>6.63E-03</i>	6.08E-02 *** <i>8.12E-03</i>
Illit.	-2.30E-03 <i>4.22E-03</i>	6.55E-04 <i>4.42E-03</i>	-2.00E-03 <i>4.42E-03</i>	-1.76E-03 <i>4.41E-03</i>	1.71E-02 *** <i>5.99E-03</i>
UrbPop		-2.82E-02 *** <i>4.78E-03</i>	-2.70E-02 *** <i>4.72E-03</i>	-2.69E-02 *** <i>4.73E-03</i>	2.19E-03 <i>6.03E-03</i>
FSR15-49			5.04E+00 *** <i>4.14E-01</i>	5.03E+00 *** <i>4.14E-01</i>	7.66E+00 *** <i>6.39E-01</i>
FER				-3.21E-03 * <i>1.79E-03</i>	-1.76E-03 <i>3.11E-03</i>
ER2-3					-1.02E-03 ** <i>4.25E-04</i>
Constant	2.44E+01 *** <i>1.16E+00</i>	2.32E+01 *** <i>7.39E-01</i>	1.79E+01 *** <i>8.09E-01</i>	1.81E+01 *** <i>8.15E-01</i>	1.42E+01 *** <i>1.67E+00</i>
Observations	4,642	4,018	4,018	4,018	2,548
R <sup>2</sup> Adj.	0.988	0.994	0.995	0.995	0.997
Period	1887-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960- 2000	1930-1940 y 1960- 2000
Provinces	49	49	49	49	49

Robust standard errors in italics.

Significance levels: p-value <0.01 \*\*\*\* <0.05 \*\*\* <0.1 \*\*.

Source: See text.

in 1887. The western European pattern of restricted marriage referred to by Hajnal (1965) was more pronounced in cities. Lynch (1991) pointed out that craft guilds used to limit access to marriage for younger members until they acquired sufficient material skills and resources. Even in some European cities there were laws that restricted marriage, especially for outsiders (Walker, 1971). Tables 3

and 4 show that the Spanish provinces with the highest level of urbanisation (UrbPop) were those where young people of both sexes married the earliest.

#### *Industrialisation*

Some authors (Habakkuk, 1955; Haines, 1996; Fitch and Ruggles, 2000; Ruggles 2015a and 2015b; Sánchez Barricarte, 2017a)

have established a link between the earlier marriage age (and the increase in the percentage of those who married that will be analysed later) observed in many Western countries throughout much of the 20th century, and the industrialisation process. The increase in the number of jobs in the industrial and service sectors freed many young people from geographical limitations, since previously only those people who had sufficient land to support a family were able to marry. As Watkins (1986: 335) said, in past societies that were dependent on agriculture, 'geography was destiny'. Tables 3 and 4 show that, even when controlling for many other variables, the provinces that depended the least on agricultural activities (and therefore had more employment in industry and services) were also those with the earliest marrying ages in both sexes. The fact that the employment rate in the secondary and tertiary sectors (ER2-3) was not statistically significant in the case of men should not come as a surprise, since it is highly likely that much of the explanatory capacity of this variable is collected by the UrbPop variable (it was in the cities where the highest level of employment was concentrated in the secondary and tertiary sectors).

### **Results of the panel analyses with respect to those who never married (PNM46-50)**

Tables 5 and 6 analyse the correlations between the different socio-economic variables and the percentage of unmarried people in the 46-50 age group (PNM46-50). The main coincidences in these tables are discussed below. As was expected, it was statistically significant that the provinces with the highest life expectancy at birth were also those that experienced the highest PNM46-50. Unlike what was seen in Tables 3 and 4, Tables 5 and 6 show a statistically significant and negative relationship between illiteracy level and PNM46-50: the higher the percentage of illiteracy, the lower the rate of PNM46-50 in

both sexes. These results were totally consistent with those obtained by Requena and Salazar (2014: Table 2) and Martínez Pastor (2008) for different cohorts of women throughout the 20th century.

This result is also consistent with that obtained for the variable ER2-3: the estimator is positive in both tables (although it is only statistically significant for males). This can be explained by the fact that people with a higher cultural level have access to better jobs in the industrial sector and services (usually located in cities) and therefore, enjoy greater financial independence. Some of the people who worked in these economic sectors may not have seen marriage as the only or the best strategy in order to face their future challenges of life (unemployment, accidents, illness, retirement) and may have preferred to remain single. For example, homosexual people who resided and worked in cities were certainly much less pressured to marry and form a family than those who lived in the countryside. Historically, for example, homosexual men who worked in a company or in the services sector of a city were able to have a high level of freedom and autonomy in their life. On the contrary, those who lived in a village and worked in the fields could be more easily pushed into marriage, as it gave them much needed support (from wife and children), which was essential for the maintenance and success of their farming enterprise.

The correlation observed between the degree of urbanisation and the PNM46-50 was similar in both sexes. It is remarkable that the relationship between these two variables was not linear but quadratic, in the form of an inverted U. This means that the higher the level of urbanisation of a larger province, the higher the percentage of unmarried individuals, although with a certain level of urbanisation, it had a lower impact on the PNM46-50. The relationship between the level of urbanisation and the level of those who never married was likely to be very similar to that described above with respect to

**TABLE 5.** Corrected standard errors for panel controlling for fixed and temporal effects (dependent variable: percentage never married men), Spanish provinces, 1887-2000

Variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
GDPpc	3.07E-03 *** <i>9.75E-04</i>	1.88E-03 ** <i>7.79E-04</i>	1.40E-03 * <i>8.12E-04</i>	1.39E-03 * <i>8.17E-04</i>	7.36E-05 <i>1.26E-03</i>
GDPpc <sup>2</sup>	-8.93E-07 *** <i>2.17E-07</i>	-5.53E-07 *** <i>1.83E-07</i>	-4.16E-07 ** <i>1.91E-07</i>	-4.05E-07 ** <i>1.94E-07</i>	-1.91E-07 <i>2.75E-07</i>
e <sub>0</sub>	1.31E-01 *** <i>3.00E-02</i>	1.05E-01 *** <i>2.62E-02</i>	1.02E-01 *** <i>2.67E-02</i>	1.03E-01 *** <i>2.65E-02</i>	1.11E-01 *** <i>3.99E-02</i>
Illit.	-6.52E-02 *** <i>1.71E-02</i>	-4.50E-02 *** <i>1.44E-02</i>	-5.57E-02 *** <i>1.44E-02</i>	-5.58E-02 *** <i>1.43E-02</i>	-1.17E-01 *** <i>2.20E-02</i>
UrbPob		3.26E-01 *** <i>3.70E-01</i>	3.51E-01 *** <i>3.71E-02</i>	3.48E-01 *** <i>3.71E-02</i>	4.87E-01 *** <i>5.60E-02</i>
UrbPob <sup>2</sup>		-3.65E-03 *** <i>3.09E-04</i>	-3.80E-03 *** <i>3.06E-04</i>	-3.76E-03 *** <i>3.07E-04</i>	-4.87E-03 *** <i>4.39E-04</i>
FSR15-49			8.03E-01 <i>1.51E+00</i>	8.42E-01 <i>1.52E+00</i>	6.27E-01 <i>2.96E+00</i>
MER				-9.56E-04 <i>5.97E-03</i>	-1.06E-02 <i>9.03E-03</i>
ER2-3					3.37E-03 *** <i>1.14E-03</i>
Constant	4.88E+00 *** <i>1.75E+00</i>	-2.64E+00 <i>1.83E+00</i>	-1.05E+00 <i>3.41E+00</i>	-7.44E-01 <i>5.12E+00</i>	-4.79E+00 <i>4.88E+00</i>
Observations	4,642	4,018	4,018	4,018	-4.79E+00
R <sup>2</sup> Adj.	0.654	0.784	0.756	0.753	0.851
Period	1887-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960- 2000	1930-1940 y 1960- 2000
Provinces	49	49	49	49	49

Robust standard errors in italics.

Significance levels: p-value <0.01 \*\*\*\*\* <0.05 \*\*\*\* <0.1 \*\*\*.

Source: See text.

illiteracy. The urban environment allowed a greater level of autonomy and the people who lived there were not so dependent on family support for their survival. In the rural world, on the contrary, the agrarian economy was closely linked to cooperative work among all members of the family. The contribution of a man's wife and children (even the youngest ones) was fundamental in duties related to the care of livestock, planting, harvesting, and many other agricultural tasks. In cities, where the main type of work available was found in industries, workshops, shops

and the service sector, the help that the wife and children could provide to the main source of family income (which was usually the one provided by the husband / father) was much smaller. In short, people in rural areas were historically more motivated to marry than city residents.

But perhaps what is most striking about the results of Tables 5 and 6 is not so much their coincidences but their differences. For example, although the GDPpc in both shows a quadratic relationship with the PNM46-50, in the case of men (Table 5) it has an inverted

**TABLE 6.** Corrected standard errors for panel controlling for fixed and temporal effects (dependent variable: percentage never married - women), Spanish provinces, 1887-2000

Variables	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
GDPpc	-2.03E-03 *** <i>6.23E-04</i>	-2.13E-03 *** <i>5.77E-04</i>	-2.28E-03 *** <i>5.82E-04</i>	-2.33E-03 *** <i>5.82E-04</i>	-2.38E-03 ** <i>1.02E-03</i>
GDPpc <sup>2</sup>	2.66E-07 * <i>1.59E-07</i>	3.47E-07 ** <i>1.56E-07</i>	3.85E-07 ** <i>1.59E-07</i>	4.02E-07 *** <i>1.57E-07</i>	3.40E-07 <i>2.37E-07</i>
e <sub>0</sub>	4.55E-02 *** <i>1.59E-02</i>	4.32E-02 *** <i>1.63E-02</i>	3.92E-02 ** <i>1.63E-02</i>	4.02E-02 ** <i>1.62E-02</i>	1.98E-02 <i>2.28E-02</i>
llit.	-2.96E-02 ** <i>1.28E-02</i>	-2.15E-02 * <i>1.19E-02</i>	-1.87E-02 * <i>1.17E-02</i>	-1.75E-02 <i>1.16E-02</i>	-3.58E-02 ** <i>1.70E-02</i>
UrbPob		5.98E-02 * <i>3.13E-02</i>	5.48E-02 * <i>3.21E-02</i>	5.72E-02 * <i>3.18E-02</i>	8.89E-02 ** <i>4.12E-02</i>
UrbPob <sup>2</sup>		-9.12E-04 *** <i>2.80E-04</i>	-9.05E-04 *** <i>2.81E-04</i>	-9.19E-04 *** <i>2.77E-04</i>	-1.16E-03 *** <i>3.25E-04</i>
FSR15-49			-4.04E+00 *** <i>1.14E+00</i>	-4.04E+00 *** <i>1.14E+00</i>	-3.13E+00 <i>2.31E+00</i>
FER				-6.26E-03 <i>5.27E-03</i>	-1.40E-02 * <i>8.35E-03</i>
ER2-3					4.94E-04 <i>9.47E-04</i>
Constant	5.67E+00 *** <i>1.22E+00</i>	2.76E+00 * <i>1.42E+00</i>	7.06E+00 *** <i>2.11E+00</i>	7.12E+00 *** <i>2.12E+00</i>	8.67E+00 ** <i>3.60E+00</i>
Observations	4,642	4,018	4,018	4,018	2,548
R <sup>2</sup> Adj.	0.612	0.620	0.623	0.628	0.789
Period	1887-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960-2000	1900-1940 y 1960- 2000	1930-1940 y 1960- 2000
Provinces	49	49	49	49	49

Robust standard errors in italics.

Significance levels: p-value <0.01 \*\*\*\* <0.05 \*\*\* <0.1 \*\*.

Source: See text.

U-shape, while in the case of the women (Table 6) it is U-shaped. That is, in the case of men, the increase in the GDPpc was positively correlated with the percentage of single males (PSD46-50), while in the case of women, it had a negative correlation. However, for both males and females, once a certain level of income had been reached, increases in the GDPpc had an increasingly smaller effect on the PNM46-50.

Employment rates have no statistically significant effect on the PNM46-50 for either men or women (it should be noted that the

same thing happened with the AAFM). In both sexes, the parameters of MER and FER were negative, as expected, but their statistical robustness was very limited (only in one of the models was a certain statistical significance reached).

Another important difference observed in Tables 5 and 6 referred to the variable RFS15-49. In the case of men (Table 5), it can be seen that the parameters did not have statistical significance in any of the models. In the case of women (Table 6), no statistical significance was found, and the data indicated that the higher

the proportion of women compared to men, the lower the percentage of those who remained permanently single. This may seem counterintuitive, but perhaps could be explained by the fact that the provinces with the highest proportion of women were probably those that attracted the most migration of women from rural areas, as they were offered greater job opportunities (domestic service, textile workshops, education, etc.). This attraction, in addition to an increase in the female sex ratio, could also cause an increase in the probability that women would get married.

The level of fit ( $R^2$ ) of the statistical models referring to age at first marriage (Tables 3 and 4) was notably higher than that for the models referred to the percentage of those who never married (Tables 5 and 6).

We are aware that some theories have been left aside in this study. Unfortunately, it has not been possible to test them empirically here for lack of provincial historical information<sup>7</sup>. However, the objective has not been to provide an exhaustive analysis of all the possible variables that may have influenced the historical transformations of marital behaviour in Spain, but to identify some of those—hopefully the most relevant—that may provide a better understanding and open up avenues for further inquiry.

## CONCLUSIONS

By using the provincial information by sex compiled by Cachinero Sánchez (1982), which was updated and supplemented with information on other socioeconomic varia-

bles, we have been able to show that the great provincial diversity of marital patterns observed in Spain has been largely marked by the different intensity of the percentage of those who never married, rather than by the different marrying age. It has also been found that traditional provincial marriage patterns continued to be replicated at least until the middle of the 20th century.

The application of modern data panel analysis techniques has allowed some explanatory hypotheses that traditionally appear in the specialised literature (referring to the economic, educational or urbanisation level) to be confirmed with respect to the historical evolution of marriage behaviour in Spain. This study has shown that almost all of the independent variables used affected the AAFM similarly for both sexes. However, this was not so for the PNM46-50. In the latter case, while the GDPpc had an inverted U-shaped quadratic relationship with the PNM46-50 for men, in the case of women it was U-shaped. Likewise, notable differences were found regarding the effect that the RFS46-50 had on the PNM46-50 for each of the two sexes.

The analysis of marital rates was found to be much richer when using indicators such as those employed in this study (AAFM and PNM46-50) than when indexes of marital intensity—such as the Princeton index ( $I_m$ )—are used, in which both the age at first marriage and the incidence of singleness are subsumed within a single value.

It is hoped that this study will have (at least partly) addressed the request made by Cachinero Sánchez in 1982 regarding the analysis of the determinants of patterns of marital behaviour in Spain.

## BIBLIOGRAPHY

Alcaide Inchausti, Julio (2003). *Evolución económica de las regiones y provincias españolas en el siglo XX*. Bilbao: Fundación BBVA.

<sup>7</sup> For example, Caldwell and Ruzicka (1978) and Emeka (2006) have held that the earlier marriage age had to do with the availability of effective contraceptive methods. Others consider that a high percentage of variability of marriage levels is due to the relative size of the cohorts (Easterlin, 1987; Cabré Pla, 1993; Bronson and Rossman, 2013). A broad number of studies have argued that the development of the welfare state had a negative impact on marital rates (Teitler *et al.*, 2009).

- Alcaide Inchausti, Julio (2007). *Evolución de la población española en el siglo XX por provincias y comunidades autónomas*. Bilbao: Fundación BBVA.
- Alter, George and Oris, Michael (1999). "Access to Marriage in the East Ardennes during the 19<sup>th</sup> Century". In: Devos, I. and Kennedy, L. (eds.). *Marriage and Rural Economy: Western Europe since 1400*. Turnhout: Brepols.
- Beck, Nathaniel and Katz, Jonathan (1995). "What to Do (and not to Do) with Time-series Cross-section Data". *American Political Science Review*, 89: 634-647.
- Becker, Gary (1981). *Treatise on the Family*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Blanes, Amand (2007). *La mortalidad en la España del siglo XX. Análisis demográfico y territorial*. Barcelona: Universidad Autónoma de Barcelona, Departamento de Geografía. [Doctoral Thesis].
- Bronson, Mary and Rossman, Gabriel (2013). "Cohort Size and the Marriage Market: Explaining nearly a Century of Changes in U.S. Marriage Rates". *California Center for Population Research, On-Line Working Paper Series, PWP-CCPR-2012-013*.
- Brown, John C. and Guinnane, Timothy W. (2007). "Regions and Time in the European Fertility Transition: Problems in the Princeton Project's Statistical Methodology". *Economic History Review*, 60(3): 574-595.
- Cabré Pla, Anna (1993). "Volverán tórtolos y cigüeñas". In: Garrido, L. and Gil Calvo, E. (eds.). *Estrategias familiares*. Madrid: Alianza.
- Cachinero Sánchez, Benito (1982). "La evolución de la nupcialidad en España (1887-1975)". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 20: 81-99.
- Caldwell, John and Ruzicka, Lado (1978). "The Australian Fertility Transition: An Analysis". *Population and Development Review*, 4: 81-103.
- Castro Martín, Teresa (1993). "Changing Patterns in Contemporary Spain". *Genus*, 49(1-2): 79-95.
- Castro Martín, Teresa (1999). "Pautas recientes en la formación de la pareja". *Revista Internacional de Sociología*, 23: 61-94.
- Castro Martín, Teresa (2003). "Matrimonios de hecho, de derecho y en eterno aplazamiento: la nupcialidad española al inicio del siglo XXI". *Sistema*, 175-176: 87-112.
- Castro Martín, Teresa and Seiz Puyuelo, Marta (2014). *La transformación de las familias en España des- de una perspectiva socio-demográfica*. Madrid: Fundación Foessa.
- Cherlin, Andrew (1992). *Marriage, Divorce, Remarriage*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Devos, Isabelle and Kennedy, Leam (eds.) (1999). *Marriage and Rural Economy: Western Europe since 1400*. Turnhout: Brepols.
- Díez Minguela, Alfonso; Martínez Galarraga, Julio and Tirado Fabregat, Daniel A. (2015). "Why did Spanish Regions not Converge before the Civil War? Agglomeration Economies and (Regional) Growth Revisited". *Revista de Historia Económica*, 34(3): 417-448.
- Dopico, Fausto (1987). "Regional Mortality Tables for Spain in the 1860s". *Historical Methods*, 20(4): 173-179.
- Dopico, Fausto and Reher, David (1998). "El declive de la mortalidad en España, 1860-1930 [The decline of mortality in Spain, 1860-1930]". Huesca: Asociación de Demografía Histórica, monografía. Available at: <http://www.geps.es/bases-de-datos/mortalidad/>
- Easterlin, Richard (1987). *Birth and Fortune: The Impact of Numbers on Personal Welfare*. Chicago: University of Chicago Press. (2nd ed.)
- Emara, Noha (2016). "Fertility and Female Employment: A Panel Study on Developing Countries". *Applied Economics and Finance*, 3(2): 122-127.
- Emeka, Amon S. (2006). "Birth, Fortune, and Discrepant Fertility in Twentieth-Century America". *Social Science History*, 30: 327-357.
- Ferrarini, Tommy and Wesolowski, Katharina (2014). *Family Policies and Fertility-Examining the Link between Family Policy Institutions and Fertility Rates in 33 Countries 1995-2010*. Budapest: European Population Conference.
- Fitch, Catherin and Ruggles, Steven (2000). "Historical Trends in Marriage Formation: The United States 1850-1990". In: Waite, L. (ed.). *The Ties that Bind: Perspectives on Marriage and Cohabitation*. New York: Aldine de Gruyter.
- Habakkuk, Hrothgar (1955). "Family Structure and Economic Change in Nineteenth-Century Europe". *Journal of Economic History*, 15(1): 1-12.
- Haines, Michael (1996). "Long-term Marriage Patterns in the United States from Colonial Times to the Present". *The History of the Family*, 1(1): 15-39.



- Hajnal, John (1953). "Age at Marriage and Proportions Marrying". *Population Studies*, 7(2): 111-136.
- Hajnal, John (1965). "European marriage patterns in perspective". In: Glass, D. and Eversley, D. (eds.). *Population in history*. London: Edward Arnold, pp. 101-146.
- Hill, Matthew (2015). "Love in the Time of the Depression: The Effect of Economic Conditions on Marriage in the Great Depression". *The Journal of Economic History*, 75(1): 163-189.
- Hondroyannis, George and Papapetrou, Evangelia (2005). "Fertility and Output in Europe: New Evidence from Panel Cointegration Analysis". *Journal of Policy Modeling*, 27: 143-156.
- Knodel, John (1988). *Demographic Behavior in the Past. A Study of Fourteen German Village Populations in the Eighteenth and Nineteenth Centuries*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kutner, Michael; Nachtsheim, Christopher and Neter, John (2004). *Applied Linear Regression Models*. McGraw-Hill Irwin. (4th ed.).
- Lagerlöf, Nils-Petter (2015). "Malthus in Sweden". *Scandinavian Journal of Economics*, 117: 1091-1133.
- Lesthaeghe, Ron and López Gay, Antonio (2013). "Spatial Continuities and Discontinuities in Two Successive Demographic Transitions: Spain and Belgium, 1880-2010". *Demographic Research*, 28-4: 77-136.
- Livi Bacci, Massimo (1968). "Fertility and Nuptiality Changes in Spain from the late 18th to the early 20th Century". *Population Studies*, 21(1): 83-102 (part I) and 21(2): 211-234 (part II).
- Lynch, Katherine (1991). "The European Marriage Pattern in the Cities: Variations on a Theme by Hajnal". *Journal of Family History*, 16(1): 79-96.
- Martínez Pastor, Juan (2008). "Highly Educated Women Marry Less: An Analysis of Female Marriage Rates in Spain". *South European Society and Politics*, 13(3): 283-302.
- Martínez Pastor, Juan (2009). *Nupcialidad y cambio social en España*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Mas Ivars, Matilde; Goerlich Gisbert, Francisco; Azagra Ros, Joaquín and Chorén Rodríguez, Pilar (2006). *La localización de la población española sobre el territorio. Un siglo de cambios. Un estudio basado en series homogéneas (1900-2001)*. Bilbao: Fundación BBVA.
- Miret Gamundi, Pau (2002). *Primonupcialidad en España durante el siglo XX: evolución histórica y comportamientos generacionales*. Madrid: UNED. [Doctoral Thesis].
- Moreels, Sarah and Matthijs, Koen (2011). "Marrying in the City in Times of Rapid Urbanization". *Journal of Family History*, 36(1): 72-92.
- Moreno Almarcegui, Antonio and Sánchez Barricarte, Jesús J. (2015). "Demographic Causes of Urban Decline in 17th Century Spain". *Annales de Démographie Historique*, 2: 133-159.
- Muñoz Pérez, Francisco and Recaño Valverde, Joaquín (2011). "A Century of Nuptiality in Spain, 1900-2007". *European Journal of Population*, 27: 487-515.
- Oppenheimer, Valerie (1997). "Women's Employment and the Gain to Marriage: The Specialization and Trading Model". *American Review of Sociology*, 23: 431-453.
- Oppenheimer, Valerie (2000). "The Continuing Importance of Men's Economic Position in Marriage Formation". In: Waite, L. (ed.). *The Ties that Bind*. New York: Aldine de Gruyter.
- Pampel, Fred (2001). "Gender Equality and the Sex Differential in Mortality from Accidents in High Income Nations". *Population Research and Policy Review*, 20: 397-421.
- Poppel, Frans van; Reher, David; Sanz-Gimeno, Alberto; Sánchez-Domínguez, Marta and Beekink, Erik (2012). "Mortality Decline and Reproductive Change during the Dutch Demographic Transition: Revisiting a Traditional Debate with New Data". *Demographic Research*, 27: 299-338.
- Prskawetz, Alexia; Mamolo, Marija and Engelhardt, Henriette (2010). "On the Relation between Fertility, Natality, and Nuptiality". *European Sociological Review*, 26(6): 675-689.
- Pujadas, Isabel and Solsona, Monserrat (1988). "Evolución reciente y modelos de nupcialidad en España (1979-1981)". *Papers de Demografia*, 21.
- Recaño Valverde, Joaquín (2011). "La nupcialidad española en el siglo XX: un análisis demográfico y territorial". In: Chacón, F. and Bestard, J. (eds.). *Familias. Historia de la sociedad española (del final de la Edad Media a nuestros días)*. Madrid: Cátedra.
- Reher, David (1991). "Marriage Patterns in Spain, 1887-1930". *Journal of Family History*, 16(1): 7-30.

- Reher, David and Sanz-Gimeno, Alberto (2007). "Re-thinking Historical Reproductive Change: Insights from Longitudinal Data for a Spanish Town". *Population and Development Review*, 33(4): 703-727.
- Requena, Miguel and Salazar, Leire (2014). "Education, Marriage, and Fertility: The Spanish Case". *Journal of Family History*, 39(3): 283-302.
- Rosés, Joan; Martínez-Galarraga, Julio and Tirado-Fabregat, Daniel (2010). "The Upswing of Regional Income Inequality in Spain, 1860-1930". *Explorations in Economic History*, 47(2): 244-257.
- Rowland, Robert (1988). "Sistemas matrimoniales en la Península Ibérica (siglos XVI-XIX). Una perspectiva regional". In: Moreda, V. and Reher, D. (eds.). *Demografía histórica en España*. Madrid: El Arquero.
- Ruggles, Steven (2015a). "Marriage, Family Systems, and Economic Opportunity in the USA since 1850". *Gender and Couple Relationships*, 6 (of the series National Symposium on Family Issues): 3-41.
- Ruggles, Steven (2015b). "Patriarchy, Power, and Pay: The Transformation of American Families, 1800-2015". *Demography*, 52(6): 1797-1823.
- Sánchez Barricarte, Jesús J. (2001). "Changes in Marriage Patterns in the Spanish Province of Navarre from the Eighteenth to the Twentieth Century". *Continuity and Change: A Journal of Social Structure, Law and Demography in Past Societies*, 16(1): 71-93.
- Sánchez Barricarte, Jesús J. (2017a). "The Long-term Determinants of Marital Fertility in the Developed World (19th and 20th centuries): The Role of Welfare Policies". *Demographic Research*, 36(42): 1255-1298. DOI: 10.4054/DemRes.2017.36.42. Available at: <http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol36/42/>
- Sánchez Barricarte, Jesús J. (2017b). "Measuring and Explaining the Marriage Boom in the Developed World". *The History of the Family: An International Quarterly*. Available at: <http://dx.doi.org/10.1080/1081602X.2017.1315337>
- Teitler, Julien; Reichman, Nancy; Nepomnyaschy, Lenna and Garfinkel, Irwin (2009). "Effects of Welfare Participation on Marriage". *Journal of Marriage and Family*, 71: 878-891.
- Vos, Allison (2009). "Falling Fertility Rates: New Challenges to the European Welfare State". *Socio-Economic Review*, 7(3): 485-503.
- Walker, Mack (1971). *German Home Towns: Community, State, and General State, 1648-1871*. Ithaca: Cornell University Press.
- Watkins, Susan (1986). "Regional Patterns of Nuptiality in Western Europe, 1870-1960". In: Coale, A. and Watkins, S. (eds.). *The Decline of Fertility in Europe*. Princeton: Princeton University Press.
- Watkins, Susan (1991). *From Provinces into Nations: Demographic Integration in Western Europe, 1870-1960*. Princeton: Princeton University Press.
- Wolfers, Justin (2010). "What Is Going on With Marriage?". *New York Times: Op-Ed Contribution*. Available at: <http://freakonomics.com/2010/10/13/what-is-going-on-with-marriage/>
- Wooldridge, Jeffrey (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Wrigley, Edward; Davies, Richard; Oeppen, Jim and Schofield, Roger (1997). *English Population History from Family Reconstitution, 1580-1837*. Cambridge: Cambridge University Press.

**RECEPTION:** April 25, 2017

**REVIEW:** August 8, 2017

**ACCEPTANCE:** October 6, 2017

