

Sin noticias sobre la profesión de los cónyuges en los Registros de Matrimonios en España, 1994-2002(1)

PAU MIRET GAMUNDI

(INVESTIGADOR DEL PROGRAMA RAMÓN Y CAJAL)

Departamento de Geografía, Universidad Autónoma de Barcelona

RESUMEN

Los ficheros de microdatos de los registros de matrimonios han supuesto abrir nuevas vías en el análisis de la nupcialidad. Unos de los temas que pueden analizarse con mayor precisión es el de la homogamia matrimonial, en especial, el de la profesional, es decir, el grado de semejanza que se da en la profesión de los cónyuges. No obstante, se ha percibido que los casos perdidos en estas variables son excesivos para realizar un estudio estadístico con suficientes garantías científicas. Se pretende evaluar el alcance del problema utilizando las otras variables que ofrece este fichero.

(1) Agradezco los valiosos comentarios de la evaluación anónima realizada por la revista del Instituto Nacional de Estadística "Estadística Española". Han sido de gran utilidad para pulir el artículo que aquí se presenta.

Este trabajo se ha beneficiado de las ayudas a Proyectos de Investigación del Ministerio de Ciencia y Tecnología para los estudios sobre "Migraciones internas, constitución familiar y Empleo: Dinámicas temporales y territoriales" (referencia SEJ2004-01534) y sobre "Demografía e integración social de la población de nacionalidad extranjera en España" (referencia SEJ2004-00846). Además, el autor es miembro del Grupo Consolidado reconocido por la Generalidad de Cataluña bajo el nombre de "Grupo de estudios de población" (referencia 2005SG00897).

Palabras clave: Matrimonios, homogamia, profesiones, registros, España

Clasificación AMS: 62-07, 62H10, 62H12

1. JUSTIFICACIÓN

El estudio de la homogamia matrimonial es de importancia capital para las ciencias sociales, pues son multitud las teorías que explican la evolución del matrimonio en función del grado de similitud (homogamia) o disimilitud (heterogamia) entre los cónyuges. Sin embargo, estas teorías no se acaban de poner de acuerdo sobre si es bueno o malo que la homogamia matrimonial reine en los hogares, si es mejor que los cónyuges sean cuanto más diferentes mejor, o si lo correcto es situarse en un punto medio.

Así, dentro de la teoría sociológica clásica, se ha llegado a considerar la división del trabajo dentro de la pareja conyugal como la base de la solidaridad social (Durkheim, 1991; Parsons, 1949), testigo recogido por la teoría microeconómica neoclásica, que considera el masivo acceso de la mujer a la educación superior y la consiguiente traducción salarial que éste supone como la razón fundamental de la brusca crisis en la nupcialidad que se sufre en la actualidad en la mayoría de las sociedades occidentales (Becker, 1987).

Por el contrario, hay quien afirma que un esposo y una esposa con características similares incrementan las probabilidades de la pareja dure más y sea más feliz.

Por todo ello, contemporáneamente, se han producido multitud de trabajos sobre el grado de similitud o diferencia entre los miembros de la pareja, entre los que cabe destacar: Mare, 1991; Kalmijn, 1991; Qian, 1998; Blossfeld *et al.*, 2003; y Esteve y Cortina, 2005.

2. FUENTE DE DATOS

Los registros de matrimonios facilitados por el Instituto Nacional de Estadística (INE) a través del Movimiento Natural de la Población (MNP) proveen de una ingente base de datos con la que trabajar sobre este tema. Atrás quedan las subestimaciones detectadas en esta fuente durante los primeros años de la década de los ochenta (Delgado y Fernández Cordon, 1989). No se puede, sin embargo, estudiar el nivel de instrucción de los cónyuges, pues esta variable nunca se ha recogido en el registro, pero sí se dispone de la profesión de los mismos, de mane-

ra que es posible establecer el grado de homogamia profesional⁽²⁾ de los matrimonios en España⁽³⁾. No obstante, un obstáculo empaña este deseo de conocimiento, pues no son raros los casos en que no se inscribió alguna de las profesiones de los recién casados: de hecho, este artículo pretende mostrar hasta qué punto los casos perdidos en la variable referente a la profesión de los conyugues son *demasiado numerosos* para poder comentar de manera fiable y valiosa cómo influye el grado de homogamia profesional en la evolución de la nupcialidad en la España contemporánea. La razón de esta omisión obedece a la orden del 10 de diciembre de 1993 del Ministerio de Justicia (B.O.E de 22 de diciembre): en ella se explicita que “estos datos son indiferentes a los efectos de identificar a las personas”, por lo que se dicta en el artículo 1º que los mismos “serán cruzados con una raya”. A la vista de los datos primarios de matrimonios facilitados por el Instituto Nacional de Estadística a los investigadores, es evidente que a partir de esta orden la variable referente a la profesión de los cónyuges sufrió un duro golpe, aunque sin llegar a desaparecer.

En concreto, la profesión que detenta cada uno de los esposos en el momento de contraer matrimonio es una variable de codificación abierta, pues al inscribirse los recién casados en el registro matrimonial, se anotan literalmente sus respectivas profesiones, y, posteriormente, el Instituto Nacional de Estadística las codifica dentro de los siguientes grupos:

- (1) Profesionales y técnicos
- (2) Directivos
- (3) Administrativos
- (4) Comerciantes y vendedores
- (5) Servicios
- (6) Sector primario
- (7) Trabajadores de la producción
- (8) Militares
- (9) Inactivos
- (10) No clasificados

(2) El hecho de utilizar los grupos profesionales como indicador de clase social, para relacionarlo con variables demográficas forma parte de excelsos análisis como los compilados dentro del proyecto de Princeton por Coale y Watkins (1986).

(3) También podría utilizarse para investigar sobre la homogamia variables territoriales (de residencia de los cónyuges, por ejemplo) o de nacionalidad –variable que aparece en el MNP a partir del año 1989-, u otras más tradicionales como la diferencia de edad entre los conyugues (véase en este sentido, Cabré, 1993).

Esta última categoría, la de la profesión *no clasificada* constituye un substancial escollo en la investigación sobre homogamia profesional, y aquí se pretende evaluar si el mismo puede o no sortearse de forma decente. Obviamente, no conocer la profesión del marido, de la mujer o de ambos excluye el caso del análisis, pues no se puede evaluar el grado de homogamia profesional en un matrimonio en que alguno de sus cónyuges no constata a qué se dedica. La probabilidad total de encontrarse con este ingrato inconveniente se computaría como la suma de las siguientes probabilidades:

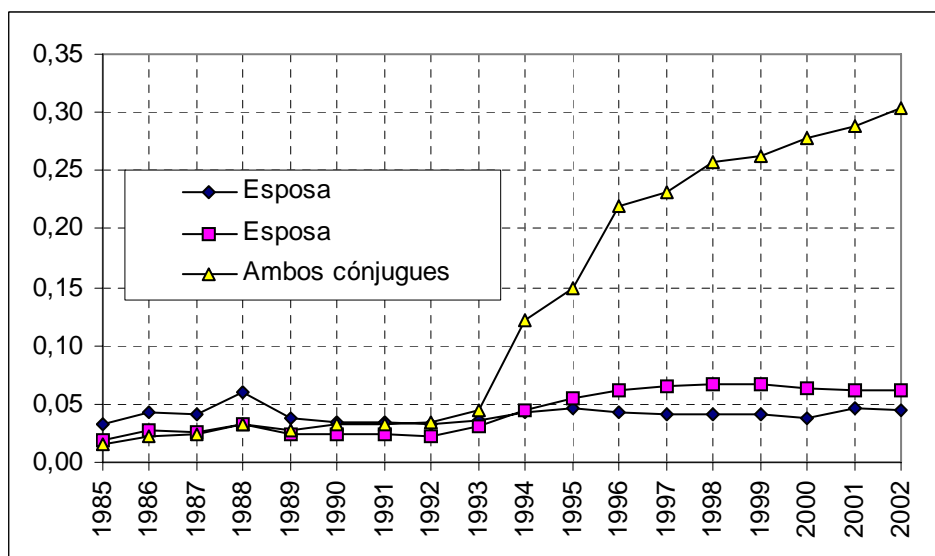
- Sólo para el esposo no se registra su profesión
- Sólo para la mujer no se la registra
- No se conoce para ninguno de los dos.

En principio, se presenta una evaluación del volumen de casos en que al menos uno de los esposos no establece su profesión, lo cual deja a los registros de matrimonios desgraciadamente incompletos, y puede llegar a ser un serio problema en el análisis de la homogamia profesional, e incluso imposibilitarlo. Los registros de matrimonios que se han utilizado se refieren a los años que discurren entre 1985 y 2002, ambos incluidos (gráfico 1). Puede comprobarse que la relación en que la profesión del marido era una incógnita (respecto aquellos matrimonios en que era conocida la profesión de ambos conjugues) se mantuvo casi siempre por debajo de 0'05, es decir, durante todo el período analizado nunca hubieron más de 5 matrimonios con la profesión del marido desconocida por cada 100 en que tanto la profesión del marido como la de la mujer estaba registrada. Un valor estadísticamente manejable. Por otro lado, el desconocimiento sólo de la profesión de la esposa tuvo una ligera mayor importancia, pues a mediados de la década de los noventa alcanzó la relación de 0'07 (7 matrimonios donde no se consignaba la profesión de la mujer por cada 100 en que era registrada la de ambos cónyuges), nivel que se ha mantenido hasta la actualidad. Estos valores en los casos desconocidos en la profesión de sólo uno de los cónyuges, aunque molestos, pueden asumirse por una investigación, pudiendo controlarse convenientemente.

Sin embargo, no se hubiera llegado a la redacción de este artículo sino fuera por el espectacular incremento registrado a partir de 1993 por aquellos matrimonios para los que la profesión tanto del marido como la de la mujer se mantenía en la oscuridad, una relación que llegó a 0'3 en 2002, es decir, por cada 10 matrimonios en los que sí quedaba constancia de la profesión de ambos cónyuges, se registraban 3 en que ni uno ni otra reportaba su profesión. Un dato realmente escalofriante para quien precise de esta variable en su investigación, y que nos ha inducido a llevar a cabo este estudio, con el objetivo de diagnosticar la magnitud del problema y hacer sonar las alarmas si fuera necesario.

Gráfico 1

RELACIÓN DE DESCONOCIMIENTO DE LA PROFESIÓN DEL CÓNYUGE
SEGÚN EL CÓNYUGE PARA EL CÚAL LA PROFESIÓN ES DESCONOCIDA



3. METODOLOGÍA

En definitiva, el objeto de estudio será la proporción de casos para los que se desconoce la profesión de ambos cónyuges. Se trata de una variable dependiente binaria, pues o se dispone de información sobre la profesión de los cónyuges o se carece de ella, por lo que la técnica estadística más adecuada es la regresión logística (Jovell, 1995). Mediante este instrumento analítico, todas las posibles variables explicativas se presentan según su orden de influencia, de manera que se puede ir descubriendo paso a paso la magnitud del problema presentado. Y así se va a proceder con los datos del Movimiento Natural de la Población desde los referentes al año 1994 hasta los de 2002.

Por otro lado, las variables independientes que se pueden utilizar son las siguientes: (1) tipo de celebración (religiosa católica, por otro tipo de religión o exclusivamente civil), (2) provincia de residencia del matrimonio entre las 52 españolas (dos de las cuales son Ceuta y Melilla e incluyendo también en esta variable una categoría para aquellos matrimonios que van a residir al extranjero), así como (3) el tamaño del municipio donde pasan a residir los cónyuges y (4) si era o no el mismo donde residían antes de casarse, (5) edad del esposo al matrimonio, (6) edad de la

esposa, (7) estado civil anterior del esposo, (8) estado civil anterior de la esposa (dos variables que serán combinadas en este estudio). Además, a partir de 1989, se añadieron varias variables al registro que podrán ser utilizadas, al iniciarse esta investigación en 1994, a saber, (9) la nacionalidad del marido, (10) la de la esposa(4) y (11) el orden de matrimonio de él y, finalmente, (12) el de ella. No obstante, mientras que la variable referida a la nacionalidad ofrece una información válida, para el orden de matrimonio existen serias y fundamentadas dudas sobre su fiabilidad (que no cabe aquí presentar), por lo que no será utilizada en el análisis. Como tampoco lo será otra variable para la que no ha lugar ahora y que también aparece a partir de 1989, a saber, el año del divorcio para todos aquellos y aquellas que acceden a un nuevo matrimonio desde este estado civil.

Como se indicó arriba, el modelo se irá construyendo paso a paso, introduciéndose cada vez una nueva variable, según su orden de importancia efectiva. La influencia de cada categoría de cada variable vendrá definida por su nivel de significación y el avance de cada paso quedará delimitado por la mejora en el valor de “menos dos veces el logaritmo de la verosimilitud” (tabla 1), que se ofrece para cada nueva etapa en el camino hacia el modelo final. En la tabla final, se ofrece también el valor de p para evaluar el error estadístico. Las estrellas de la derecha de esta columna anotan el nivel de significación, siendo tres cuando el nivel de significación era mayor a 99%, dos cuando era superior a 95% y una cuando era más elevada de 90%. El estar trabajando con una base de datos numéricamente tan voluminosa hace que todos los coeficientes estimados sean muy robustos, de manera que si la significación no es mayor del 90% normalmente es porque el coeficiente calculado está muy cercano a cero, es decir, se trata de un valor que no puede ser considerado estadísticamente distinto a la pauta general simplemente porque coincide plenamente con ella.

(4) La variable de nacionalidad ha sido dividida en siete grupos, en función de si un cónyuge era (1) ciudadano español, (2) de la Europa de l'Este o de la antigua URSS, (3) de Europa occidental, (4) norteamericano, (5) centro o suramericano, (6) asiático o de Oceanía o (7) africano.

Tabla 1
MEJORA ABSOLUTA Y RELATIVA DE CADA PASO DEL MODELO A
TRAVÉS DE "-2 LOGARITMO DE LA VEROSIMILITUD"

	-2 logaritmo de la verosimilitud	Mejora (absoluto)	Mejora (%)	Acumulada
1. Provincia residencia	1.549.115	98.722	5,99	5,99
2. Año observación	1.529.300	19.816	1,28	7,27
2 BIS Con interacción (provincia y año)	1.505.244	24.056	1,57	8,84
3. Tipo celebración	1.513.379	15.920	1,04	8,31
4. Tamaño municipio	1.505.387	7.993	0,53	8,84
5. Edad Mujer	1.504.095	1.292	0,09	8,93
6. Nacionalidad hombre	1.503.470	624	0,04	8,97
7. Estado civil	1.503.033	438	0,03	9,00
8. Nacionalidad mujer	1.502.646	386	0,03	9,02
9. Edad hombre	1.502.299	348	0,02	9,04
10. Municipio anterior	1.502.035	264	0,02	9,06
11. Diferencia edades	1.501.964	70	0,00	9,07

Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos del MNP

4. DELIMITACIÓN DE LA FALTA DE INFORMACIÓN PARA AMBOS CÓNYUGES: ¿QUIÉNES SON?

4.1. Localización en el territorio

La variable que aparece como la más efectiva para delimitar los casos perdidos en la profesión de los cónyuges es la provincia de residencia del matrimonio (que para el MNP sólo puede ser una, no previéndose la posibilidad que una vez casa-

dos, los cónyuges pasen a residir en diferentes lugares⁽⁵⁾. Esto hace surgir la esperanza de que el desconocimiento de la profesión de los cónyuges pueda ser localizado en un espacio limitado, y que se pueda continuar con la investigación una vez recortadas las provincias con numerosos casos perdidos. Pero no es así, como a continuación se verá.

El procedimiento estadístico provee de unos coeficientes para cada categoría de las diferentes variables independientes, el cual permite calcular la probabilidad de que la profesión de ambos cónyuges fuese desconocida. En este primer paso, la línea base, correspondiente al promedio provincial registrado en España se muestra a través de la constante, que fue de -1'78 (tabla 2). Mediante este coeficiente (que se anotará como $\beta_{\text{constante}}$), se llega a lo que en inglés se denomina *odd*, que en español se conoce propiamente como "momio", y que expresa, para este estudio, la relación entre aquellos matrimonios para los que la profesión de ambos cónyuges es desconocida y la de aquellos para los que se conoce cuanto menos una de ellas. Para alcanzar este indicador, sólo es necesario calcular el antilogaritmo del coeficiente, es decir, e^{β} . En este caso, el momio es de 0'17, lo que se traduce en que de cada 100 bodas en España, 17 fueron registradas sin constatar el oficio ni del marido ni de la mujer. Ésta es la denominada línea base o línea estándar, con la que se compararán todos los demás coeficientes obtenidos.

(5) Se trata, por otro lado de un imperativo legal, puesto que en el contrato matrimonial se especifica que marido y mujer deberán convivir en el mismo hogar a partir del momento de la boda.

Tabla 2
MODELO DE INTENSIDAD EN LOS CASOS PERDIDOS EN LA PROFESIÓN DE
AMBOS CÓNYUGES EN ESPAÑA, 1994-2002
SEGÚN PROVINCIA DE RESIDENCIA

(Continúa)

	Número de casos				
	Frecuencia	%	Coeficiente	Valor de p	Sig.
Constante	1.700.124		-1,78	0,000	***
Variable: Provincia de residencia del matrimonio					
Álava	10.477	0,62	1,07	0,000	***
Albacete	14.797	0,79	-0,29	0,000	***
Alicante	60.573	2,96	0,27	0,000	***
Almería	22.158	1,02	0,72	0,000	***
Ávila	5.699	0,25	-2,38	0,000	***
Badajoz	27.317	1,09	-0,47	0,000	***
Baleares	36.215	1,36	0,60	0,000	***
Barcelona	210.813	7,44	-0,28	0,000	***
Burgos	11.607	0,41	1,14	0,000	***
Cáceres	14.960	0,50	0,19	0,000	***
Cádiz	49.004	1,15	0,53	0,000	***
Castellón	21.713	0,51	-1,14	0,000	***
Ciudad Real	19.611	0,42	-0,91	0,000	***
Córdoba	36.319	0,20	-2,03	0,000	***
La Coruña	40.700	0,22	0,53	0,000	***
Cuenca	6.787	0,04	0,16	0,000	***
Gerona	20.899	0,12	0,36	0,000	***
Granada	33.690	0,19	0,87	0,000	***
Guadalajara	7.651	0,10	-0,73	0,000	***
Guipúzcoa	25.732	0,33	1,31	0,000	***
Huelva	20.052	0,26	1,24	0,000	***
Huesca	6.889	0,09	0,04	0,221	
Jaén	27.859	0,36	-1,25	0,000	***
León	15.600	0,20	0,39	0,000	***
Lérida	14.400	0,19	0,11	0,000	***
La Rioja	10.986	0,14	0,46	0,000	***
Lugo	9.230	0,12	0,75	0,000	***
Madrid	239.510	3,10	0,97	0,000	***
Málaga	54.997	0,31	0,49	0,000	***
Murcia	53.417	0,50	-0,28	0,000	***
Navarra	22.243	0,21	-0,25	0,000	***

Tabla 2

MODELO DE INTENSIDAD EN LOS CASOS PERDIDOS EN LA PROFESIÓN DE
AMBOS CÓNYUGES EN ESPAÑA, 1994-2002
SEGÚN PROVINCIA DE RESIDENCIA

(Continuación)

	Número de casos				
	Frecuencia	%	Coeficiente	Valor de p	Sig.
Constante	1.700.124		-1,78	0,000	***
Variable: Provincia de residencia del matrimonio					
Orense	10.618	0,10	1,16	0,000	***
Asturias	36.267	0,34	0,34	0,000	***
Palencia	5.615	0,05	0,33	0,000	***
Las Palmas	34.232	0,32	-0,02	0,324	
Pontevedra	33.136	0,31	0,28	0,000	***
Salamanca	11.804	0,11	-0,15	0,000	***
S.C.de Tenerife	29.982	0,17	0,33	0,000	***
Cantabria	20.101	0,16	1,01	0,000	***
Segovia	5.699	0,05	-2,47	0,000	***
Sevilla	79.996	0,65	0,01	0,293	
Soria	2.964	0,02	-0,72	0,000	***
Tarragona	26.143	0,22	-0,02	0,227	
Teruel	4.483	0,04	-0,99	0,000	***
Toledo	23.718	0,20	-2,26	0,000	***
Valencia	102.830	0,85	0,39	0,000	***
Valladolid	18.973	0,16	-0,50	0,000	***
Vizcaya	39.362	0,23	0,83	0,000	***
Zamora	5.231	0,04	-0,75	0,000	***
Zaragoza	36.243	0,27	-0,62	0,000	***
Ceuta	2.629	0,02	-0,94	0,000	***
Melilla	3.190	0,02	1,94	0,000	***
Extranjero	15.003	0,11	0,63	0,000	***

Tabla 2
MODELO DE INTENSIDAD EN LOS CASOS PERDIDOS EN LA
PROFESIÓN DE AMBOS CÓNYUGES EN ESPAÑA, 1994-2002
SEGÚN PROVINCIA DE RESIDENCIA

(Continuación)

	Momio	Relación de Momios	Proporción	Relación de proporciones
Constante	0,17		14,47	
Variable: Provincia de residencia del matrimonio				
Álava	0,49	2,92	33,08	2,29
Albacete	0,13	0,75	11,24	0,78
Alicante	0,22	1,31	18,15	1,25
Almería	0,35	2,04	25,70	1,78
Ávila	0,02	0,09	1,54	0,11
Badajoz	0,11	0,62	9,55	0,66
Baleares	0,31	1,82	23,50	1,62
Barcelona	0,13	0,76	11,34	0,78
Burgos	0,53	3,13	34,63	2,39
Cáceres	0,20	1,20	16,93	1,17
Cádiz	0,29	1,70	22,35	1,54
Castellón	0,05	0,32	5,11	0,35
Ciudad Real	0,07	0,40	6,37	0,44
Córdoba	0,02	0,13	2,17	0,15
La Coruña	0,29	1,69	22,24	1,54
Cuenca	0,20	1,17	16,53	1,14
Gerona	0,24	1,44	19,54	1,35
Granada	0,40	2,38	28,68	1,98
Guadalajara	0,08	0,48	7,54	0,52
Guipúzcoa	0,63	3,71	38,59	2,67
Huelva	0,59	3,47	36,95	2,55
Huesca	0,18	1,04	14,98	1,04
Jaén	0,05	0,29	4,63	0,32
León	0,25	1,48	19,97	1,38
Lérida	0,19	1,12	15,92	1,10
La Rioja	0,27	1,58	21,06	1,46
Lugo	0,36	2,12	26,39	1,82
Madrid	0,44	2,63	30,80	2,13
Málaga	0,28	1,64	21,69	1,50
Murcia	0,13	0,76	11,35	0,78

Tabla 2
MODELO DE INTENSIDAD EN LOS CASOS PERDIDOS EN LA
PROFESIÓN DE AMBOS CÓNYUGES EN ESPAÑA, 1994-2002
SEGÚN PROVINCIA DE RESIDENCIA

(Conclusión)

	Momio	Relación de Momios	Proporción	Relación de proporciones
Constante	0,17		14,47	
Variable: Provincia de residencia del matrimonio				
Navarra	0,13	0,78	11,64	0,80
Orense	0,54	3,18	35,01	2,42
Asturias	0,24	1,41	19,27	1,33
Palencia	0,24	1,39	19,06	1,32
Las Palmas	0,17	0,98	14,27	0,99
Pontevedra	0,22	1,32	18,28	1,26
Salamanca	0,15	0,86	12,71	0,88
S.C.de Tenerife	0,24	1,39	19,04	1,32
Cantabria	0,47	2,75	31,75	2,20
Segovia	0,01	0,08	1,40	0,10
Sevilla	0,17	1,01	14,61	1,01
Soria	0,08	0,49	7,59	0,52
Tarragona	0,17	0,98	14,20	0,98
Teruel	0,06	0,37	5,93	0,41
Toledo	0,02	0,10	1,74	0,12
Valencia	0,25	1,48	19,98	1,38
Valladolid	0,10	0,60	9,28	0,64
Vizcaya	0,39	2,29	27,90	1,93
Zamora	0,08	0,47	7,38	0,51
Zaragoza	0,09	0,54	8,33	0,58
Ceuta	0,07	0,39	6,20	0,43
Melilla	1,18	6,99	54,17	3,74
Extranjero	0,32	1,88	24,16	1,67

Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos del MNP

En el primer paso del modelo, la variable que se ha introducido es la provincia de residencia de la pareja una vez casados, una variable cualitativa que, en consecuencia, por definición de este tipo de variables, debe ser considerada como dicotómica para cada una de sus categorías, en concreto, para cada una de las posibles provincias de residencia (más Ceuta y Melilla y los matrimonios que pasan a residir en el extranjero). Para calcular el momio de cada categoría debe combinarse

el coeficiente de la constante y el específico de la categoría observada ($\beta_{\text{provincia}}$), obteniéndolo mediante la siguiente expresión $e^{\beta_{\text{constante}} + \beta_{\text{provincia}}}$. Por ejemplo, para Álava, el momio de desconocimiento de la profesión de ambos cónyuges resulta ser de $e^{0.17 + 1.07} = 0.49$, es decir, en Álava se registraron 49 matrimonios sin constatar ni la profesión del marido ni la de la mujer por cada 100 en que al menos se sabía la de uno de ellos.

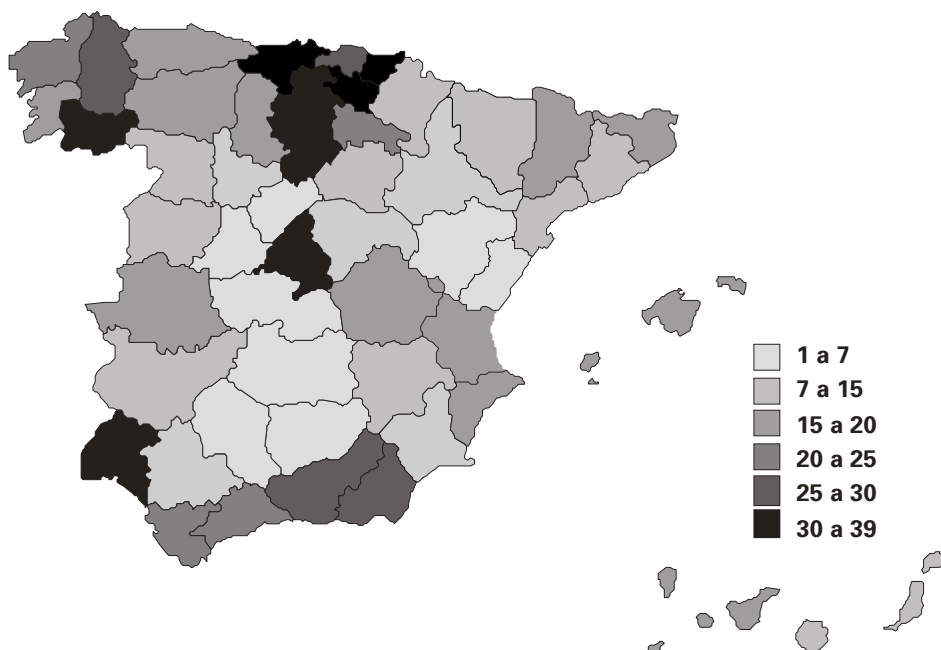
No se está en España demasiado habituado a trabajar con momios, por lo que mejor será transformar este indicador en las mucho más habituales “proporciones”.

Nada más sencillo, pues sólo hay que aplicar la siguiente fórmula $\frac{\text{momio}}{1 + \text{momio}}$. Así,

se llega a que la proporción de registros matrimoniales en Álava en que la profesión de ambos cónyuges era desconocida era de un 33%, un porcentaje estadísticamente escandaloso, que a continuación se pasa a desvelar hasta qué punto fue una situación habitual en el territorio.

Y así es, pues durante todo el período 1994-2002, para el conjunto de España, en un 14'5% de los matrimonios se desconocía tanto la profesión del marido como la de la mujer, siendo un problema que afectó a lo largo y ancho de la geografía española (mapa 1), pues en muy pocas provincias esta variable estaba convenientemente cumplimentada. De hecho, en 22 de ellas, la proporción de casos sin información era inferior a la de España, pero en 30 de ellas fue incluso superior (incluyéndose también en este último grupo a los matrimonios que iban a residir al extranjero). En consecuencia, la situación es ciertamente preocupante, e incluso puede ser calificada de dramática. La proporción de casos perdidos para ambas profesiones sólo fue menor al 3% en Segovia, Ávila, Toledo y Córdoba, e inferior a un 7% en Jaén, Castellón, Teruel, Ceuta y Ciudad Real (dos conjuntos marcados en blanco en el mapa 1). En estas provincias aun sería posible realizar un análisis de la homogamia matrimonial. En el otro polo, el de mayores pérdidas, con proporciones superiores al 25% estaban las provincias de Almería, Lugo, Vizcaya, Granada; e incluso por encima del 30% estaban Madrid, Cantabria, Álava, Burgos, Orense, Huelva, Guipúzcoa; y se llegó a alcanzar un 54% en Melilla. En definitiva, la posibilidad de delimitar territorialmente el problema se desvanece ante estas espectaculares proporciones.

Mapa 1

PORCENTAJE DE MATRIMONIOS EN QUE LA PROFESIÓN DE AMBOS
CÓNYUGES PERMANECE DESCONOCIDA

En este modelo, el más primitivo que se ha creado, en que la probabilidad de que se desconociera la profesión de ambos cónyuges estaba sólo en función de la provincia en que iban a residir, el valor doble del logaritmo de la verosimilitud fue de 1.549.115, lo que suponía un valor absoluto de mejora de 98.722, lo que significaba que el conocer a qué provincia iban a residir los recién casados aumentaba la probabilidad de prever si no se había registrado la profesión de ninguno de los cónyuges en un 5'99% (tabla 1). El objetivo de este artículo es reducir este valor del “-2 logaritmo de la verosimilitud” lo máximo que esté en nuestras manos.

El utilizar esta técnica permite evaluar el efecto de cada variable independiente sobre la dependiente. Para ello se calcula el número de veces que la posesión de un determinado atributo aumenta o disminuye la probabilidad de que se de un valor afirmativo en la variable dependiente (en este caso, se desconozca la profesión de los cónyuges) en relación a la línea base. Es lo que denomina “razón de momios” o, en inglés, *odds ratio*. Sólo unos ejemplos para comprender este indicador: en Álava, la razón de momios de desconocer la profesión de ambos cónyuges fue de

2'92 (tabla 2), es decir, fue 2'92 veces mayor a la línea base, a saber, a la del total de España; en cambio, en Albacete la razón de momios fue de 0'75, veinticinco puntos porcentuales inferior a la línea base; y en Alicante fue de 1'31, treinta y un puntos porcentuales superior a la línea base.

De nuevo, el trabajo con momios se nos presenta distante, por lo que de ahora en adelante se trabajará mejor con la relación de proporciones (RP): de esta manera, cabe afirmar que la RP de Álava fue 2'29 veces superior a la línea base, así como la de Albacete fue 22 puntos porcentuales inferior y la de Alicante 25 puntos más elevada, y así sucesivamente (tabla 2).

A continuación, se irá complicando el modelo hasta el máximo de variables que permitan delimitar cuanto más mejor el problema del desconocimiento en la profesión de los cónyuges.

4.2. De mal en peor

Una nueva variable se suma a la delimitación del problema, a saber, el paso del tiempo. La rúbrica que se ha colocado a este apartado ya hace prever que las noticias al respecto no son muy buenas. El modelo dispone así de un coeficiente para cada provincia, otro para cada año de observación, más otro para la constante, que nos informa de la línea base. La mejora, en este segundo paso, ha sido de un 1'3% (tabla 1), por lo que el avance acumulado hasta el momento llega al 7'3%. A partir de ahora, el adelanto será cada vez más lento, pues las variables ya fueron ordenadas previamente por su orden de efectividad.

Mediante la fórmula descubierta en el apartado anterior, se pueden aislar los efectos debidos exclusivamente a la provincia de residencia (sólo hay que considerar que el coeficiente debido al año de observación es igual a cero), con lo que se obtiene la proporción de cónyuges con ambas profesiones desconocidas a escala provincial en el caso que la misma no hubiese variado en nada a lo largo del período analizado, 1994-2002, algo así como un promedio para todo el período. La relación de proporciones para las provincias que resultan de este modelo apenas varían con respecto a las obtenidas en el paso anterior, por lo que puede concluirse que el cambio temporal apenas influyó en los indicadores provinciales obtenidos (tabla 4).

Tabla 3
EFFECTO DEL AÑO DE REGISTRO (INDEPENDIENTEMENTE DE LA PROVINCIA
DE RESIDENCIA) EN LA PROBABILIDAD DE DESCONOCER LA PROFESIÓN
DE AMBOS CÓNYUGES

	n de casos frecuencia	%	Coeficiente	Valor de p	Sig.	Proporción %	RP
CONSTANTE			-1,81	0,000	***	14,08	1,00
Año de registro							
1994	185.204	10,89	-0,65	0,000	***	7,88	0,56
1995	184.603	10,86	-0,43	0,000	***	9,63	0,68
1996	178.615	10,51	-0,02	0,001	***	13,83	0,98
1997	180.857	10,64	0,03	0,000	***	14,47	1,03
1998	190.626	11,21	0,14	0,000	***	15,87	1,13
1999	191.913	11,29	0,16	0,000	***	16,10	1,14
2000	200.627	11,80	0,21	0,000	***	16,85	1,20
2001	191.964	11,29	0,25	0,000	***	17,44	1,24
2002	195.715	11,51	0,30	0,000	***	18,17	1,29

Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos del MNP

Nota: RP= relación de proporciones

Tabla 4

EFFECTO RELATIVO DE LA PROVINCIA DE RESIDENCIA EN LA PROBABILIDAD
DE DESCONOCER LA PROFESIÓN DE AMBOS CÓNYUGES,
AÑADIENDO PROGRESIVAMENTE COVARIABLES

(Continúa)

	% RP explicado por				
	RP observada	AÑO observación	TIPO celebración	Hábitat	Edad mujer
Álava	2,29	0,01	-0,09	0,05	-0,01
Albacete	0,78	0,00	0,05	0,01	0,00
Alicante	1,25	-0,01	-0,02	0,04	-0,01
Almería	1,78	0,01	-0,03	0,00	-0,02
Ávila	0,11	0,00	0,10	-0,06	0,02
Badajoz	0,66	-0,01	0,07	-0,05	0,00
Baleares	1,62	0,00	-0,07	0,00	-0,01
Barcelona	0,78	-0,01	-0,05	0,08	0,01
Burgos	2,39	0,01	-0,05	0,04	-0,01
Cáceres	1,17	0,01	0,03	-0,06	-0,01
Cádiz	1,54	0,00	-0,01	0,11	-0,01
Castellón	0,35	-0,01	0,04	-0,04	0,01
Ciudad Real	0,44	-0,01	0,10	-0,07	0,00
Córdoba	0,15	-0,01	0,11	-0,02	0,00
La Coruña	1,54	0,00	-0,03	-0,03	-0,01
Cuenca	1,14	0,02	0,04	-0,06	0,00
Gerona	1,35	0,01	-0,06	-0,07	0,00
Granada	1,98	0,01	-0,03	-0,03	-0,02
Guadalajara	0,52	-0,03	0,04	-0,05	0,02
Guipúzcoa	2,67	0,01	-0,10	-0,02	-0,01
Huelva	2,55	0,01	-0,06	-0,04	-0,02
Huesca	1,04	0,00	0,01	-0,09	0,01
Jaén	0,32	-0,01	0,11	-0,06	-0,01
León	1,38	0,01	-0,02	-0,01	0,00
Lérida	1,10	0,00	-0,03	-0,05	0,00
La Rioja	1,46	-0,01	-0,02	-0,01	0,00
Lugo	1,82	0,02	-0,04	-0,05	-0,02
Madrid	2,13	0,01	-0,07	0,11	-0,01
Málaga	1,50	-0,01	-0,03	0,04	-0,01
Murcia	0,78	-0,01	0,04	0,05	-0,01
Navarra	0,80	0,00	0,01	-0,06	0,02

Tabla 4
EFFECTO RELATIVO DE LA PROVINCIA DE RESIDENCIA EN LA PROBABILIDAD
DE DESCONOCER LA PROFESIÓN DE AMBOS CÓNYUGES,
AÑADIENDO PROGRESIVAMENTE COVARIABLES
 (Conclusión)

	% RP explicado por				
	RP observada	AÑO observación	TIPO celebración	Hábitat	Edad mujer
Orense	2,42	0,02	-0,07	-0,03	-0,03
Asturias	1,33	0,00	-0,04	0,09	-0,01
Palencia	1,32	0,01	-0,01	0,00	0,00
Las Palmas	0,99	0,01	-0,05	0,01	-0,01
Pontevedra	1,26	0,00	-0,02	0,04	-0,01
Salamanca	0,88	0,00	0,03	-0,01	0,01
S.C.de Tenerife	1,32	0,02	-0,06	0,02	-0,02
Cantabria	2,20	0,00	-0,07	-0,02	-0,01
Segovia	0,10	-0,02	0,07	-0,06	0,03
Sevilla	1,01	-0,01	0,03	0,01	-0,01
Soria	0,52	0,00	0,03	-0,01	0,02
Tarragona	0,98	-0,01	-0,03	-0,04	0,00
Teruel	0,41	0,00	0,06	-0,08	0,01
Toledo	0,12	-0,02	0,11	-0,09	0,02
Valencia	1,38	-0,01	-0,03	-0,01	0,00
Valladolid	0,64	-0,02	0,03	0,02	0,02
Vizcaya	1,93	0,00	-0,07	0,02	0,00
Zamora	0,51	0,01	0,05	-0,05	0,01
Zaragoza	0,58	-0,02	0,03	0,05	0,01
Ceuta	0,43	-0,01	-0,11		
Melilla	3,74	0,03	-0,21		
Extranjero	1,67	0,00	-0,05		

Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos del MNP

Tabla 4
EFFECTO RELATIVO DE LA PROVINCIA DE RESIDENCIA EN LA PROBABILIDAD
DE DESCONOCER LA PROFESIÓN DE AMBOS CÓNYUGES,
ÑADIENDO PROGRESIVAMENTE COVARIABLES
 (Continúa)

	% RP explicado por				
	Nacionalidad marido	Estado Civil	Nacionalidad mujer	Edad marido	PR Modelo final
Álava	-0,04	0,00	-0,02	0,01	2,08
Albacete	0,01	0,00	0,01	0,00	0,83
Alicante	-0,01	0,01	-0,01	0,00	1,25
Almería	-0,03	0,01	-0,01	0,00	1,64
Ávila	0,04	-0,01	0,02	0,00	0,12
Badajoz	0,02	0,00	0,01	0,00	0,68
Baleares	-0,02	0,01	-0,01	0,00	1,45
Barcelona	0,01	0,00	0,01	0,00	0,82
Burgos	-0,05	0,00	-0,02	0,01	2,21
Cáceres	0,00	0,00	0,00	0,00	1,13
Cádiz	-0,02	0,00	-0,01	0,00	1,63
Castellón	0,02	0,00	0,01	0,00	0,36
Ciudad Real	0,03	0,00	0,01	0,00	0,46
Córdoba	0,04	0,00	0,02	0,00	0,17
La Coruña	-0,01	0,00	0,00	0,00	1,42
Cuenca	0,00	0,00	0,00	0,00	1,13
Gerona	-0,01	0,00	0,00	0,00	1,19
Granada	-0,03	0,01	-0,01	0,00	1,79
Guadalajara	0,02	0,00	0,01	0,00	0,53
Guipúzcoa	-0,05	0,00	-0,02	0,01	2,20
Huelva	-0,04	0,01	-0,02	0,00	2,15
Huesca	0,01	0,00	0,00	0,00	0,97
Jaén	0,03	0,00	0,02	0,00	0,34
León	-0,01	0,00	0,00	0,00	1,32
Lérida	0,00	0,00	0,00	0,00	1,03
La Rioja	-0,02	0,00	-0,01	0,00	1,38
Lugo	-0,02	0,00	-0,01	0,00	1,62
Madrid	-0,04	0,01	-0,02	0,01	2,09
Málaga	-0,02	0,00	-0,01	0,00	1,45
Murcia	0,01	0,00	0,01	0,00	0,85
Navarra	0,01	0,00	0,01	0,00	0,79
Orense	-0,04	0,01	-0,02	0,00	2,05

Tabla 4
EFFECTO RELATIVO DE LA PROVINCIA DE RESIDENCIA EN LA PROBABILIDAD
DE DESCONOCER LA PROFESIÓN DE AMBOS CÓNYUGES,
añadiendo progresivamente covariables
 (Continuación)

	% RP explicado por				
	Nacionalidad marido	Estado Civil	Nacionalidad mujer	Edad marido	PR Modelo final
Asturias	-0,01	0,00	0,00	0,00	1,37
Palencia	-0,01	0,00	0,00	0,00	1,31
Las Palmas	0,00	0,00	0,00	0,00	0,95
Pontevedra	-0,01	0,00	0,00	0,00	1,27
Salamanca	0,01	0,00	0,00	0,00	0,91
S.C.de Tenerife	-0,01	0,01	0,00	0,00	1,26
Cantabria	-0,03	0,01	-0,02	0,00	1,92
Segovia	0,04	-0,01	0,02	0,00	0,10
Sevilla	0,00	0,00	0,00	0,00	1,03
Soria	0,02	-0,01	0,01	0,00	0,56
Tarragona	0,01	0,00	0,00	0,00	0,91
Teruel	0,03	-0,01	0,01	0,00	0,42
Toledo	0,04	0,00	0,02	0,00	0,13
Valencia	-0,01	0,00	0,00	0,00	1,30
Valladolid	0,02	0,00	0,01	0,00	0,69
Vizcaya	-0,03	0,00	-0,01	0,01	1,78
Zamora	0,03	-0,01	0,01	0,00	0,53
Zaragoza	0,02	0,00	0,01	0,00	0,63
Ceuta					
Melilla					
Extranjero					

Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos del MNP

Pero la información que debe resaltarse es la ofrecida por el año de observación cuando el coeficiente de la provincia de residencia es cero, es decir, cuando se busca obtener cuál fue la proporción de matrimonios con la profesión de ambos cónyuges desconocida, independientemente de la provincia de residencia de la pareja analizada (tabla 3). En este sentido, el año de observación nos indica la tendencia observada en el tiempo en la pérdida de información sobre la profesión de ambos cónyuges. Aunque el retroceso más importante en esta variable se dio en 1996, en el que como promedio en todas las provincias se registró un aumento de cuatro puntos porcentuales en los casos perdidos en la profesión de ambos cónyuges.

ges, se percibe una tendencia lenta pero progresiva hacia un agujero informativo cada año de mayor envergadura. Así, la proporción media en el territorio español de casos perdidos pasó de un 16% en 1999 a un 18% en 2002 y así parece que continuará a partir de ese año si el mal se cronifica.

En definitiva, si ver como el problema se extendía a lo largo y ancho de la geografía española nos llenó de inquietud, ver que la importancia del fenómeno se agravaba año tras año nos conduce a la desesperación. Pero hay que continuar investigando para poder formular una denuncia en toda regla.

Sólo un apunte más sobre el procedimiento utilizado. Con él se han detectado algunos casos en los que la evolución temporal fue significativamente diferente a la tendencia calculada para toda España. Es lo que se denomina técnicamente una “interacción” entre variables. Para recoger este factor se puede construir lo que se denomina un modelo saturado, que incluya todas las variables hasta el momento utilizadas (provincia de residencia y año de observación) y la interacción entre ellas: Así se ha hecho para calcular las proporciones provinciales en que se desconoce la profesión de ambos cónyuges según año de observación que se exponen en la tabla 5.

Tabla 5
PROPORCIONES EN LA PROFESIÓN DE LOS CÓNYUGES DESCONOCIDA
SEGÚN UN MODELO SATURADO DEL EFECTO DE LA PROVINCIA DE
RESIDENCIA Y EL AÑO DE OBSERVACIÓN

(Continúa)

	1994	1995	1996	1997	1998
España	8,74	9,86	11,82	12,47	14,58
Álava	22,32	21,11	33,21	16,57	36,84
Albacete	7,14	11,13	11,31	11,49	9,29
Alicante	11,80	14,83	15,99	16,14	18,01
Almería	17,28	18,14	24,00	24,86	30,46
Ávila	0,87	1,30	0,68	1,99	2,71
Badajoz	5,73	7,51	8,41	9,29	9,26
Baleares	15,75	22,02	22,77	22,73	24,61
Barcelona	7,15	8,98	10,30	11,93	11,88
Burgos	23,89	19,32	28,13	35,93	39,94
Cáceres	11,03	12,78	14,45	15,52	18,85
Cádiz	14,78	22,90	21,42	23,92	26,72
Castellón	2,89	5,03	9,25	6,14	8,83
Ciudad Real	3,91	4,72	7,40	4,95	5,77
Córdoba	1,24	2,34	1,95	1,35	1,30
La Coruña	14,49	14,04	18,07	20,01	24,85
Cuenca	10,79	12,77	13,78	15,70	14,97
Gerona	12,34	10,23	12,09	19,97	19,35
Granada	19,60	22,22	28,63	29,06	26,45
Guadalajara	4,03	4,19	8,66	8,43	7,33
Guipúzcoa	25,56	12,89	40,46	17,55	42,20
Huelva	24,94	22,09	25,62	25,68	27,37
Huesca	6,65	2,35	3,60	4,00	13,42
Jaén	2,85	5,77	6,09	4,59	3,29
León	13,17	15,08	15,32	19,04	20,35
Lérida	10,05	11,59	13,48	14,08	15,10
La Rioja	13,77	16,06	18,99	21,81	21,67
Lugo	17,68	19,52	17,02	19,17	23,76
Madrid	18,04	16,47	39,07	38,36	37,07
Málaga	14,40	18,64	19,96	20,80	22,40
Murcia	7,24	13,55	10,61	9,84	8,99
Navarra	6,00	4,06	12,31	18,07	15,07
Orense	24,67	28,23	29,07	32,75	38,00
Asturias	12,62	19,09	17,22	15,84	18,81

Tabla 5
PROPORCIONES EN LA PROFESIÓN DE LOS CÓNYUGES DESCONOCIDA
SEGÚN UN MODELO SATURADO DEL EFECTO DE LA PROVINCIA DE
RESIDENCIA Y EL AÑO DE OBSERVACIÓN

(Continuación)

	1994	1995	1996	1997	1998
Palencia	12,55	13,60	19,77	18,36	21,65
Las Palmas	9,25	13,63	14,48	15,85	13,27
Pontevedra	11,03	10,03	12,38	16,91	24,03
Salamanca	7,95	7,33	9,98	13,37	14,77
S.C.de Tenerife	11,55	9,43	10,02	19,28	23,51
Cantabria	21,84	29,12	31,31	33,33	34,10
Segovia	0,75	1,53	2,89	0,96	1,24
Sevilla	9,11	10,26	10,81	14,48	15,27
Soria	4,46	10,00	7,32	5,37	7,58
Tarragona	8,48	6,73	8,65	13,32	14,56
Teruel	2,10	2,92	1,00	1,77	1,41
Toledo	0,98	1,15	2,03	2,38	1,97
Valencia	12,77	13,58	17,26	20,21	22,07
Valladolid	3,55	0,88	1,07	10,95	10,55
Vizcaya	17,98	13,71	25,17	14,44	29,86
Zamora	4,54	7,69	10,88	3,67	6,51
Zaragoza	5,26	6,83	8,99	8,68	9,11
Ceuta	3,62	6,93	5,40	4,24	6,39
Melilla	41,08	49,15	21,26	29,25	46,21
Extranjero	15,56	13,83	22,05	24,44	25,77

Tabla 5
PROPORCIONES EN LA PROFESIÓN DE LOS CÓNYUGES DESCONOCIDA
SEGÚN UN MODELO SATURADO DEL EFECTO DE LA PROVINCIA DE RE-
SIDENCIA Y EL AÑO DE OBSERVACIÓN

(Continuación)

	1999	2000	2001	2002	GENERAL
España	15,21	15,68	17,71	18,27	14,08
Álava	36,95	41,71	37,68	38,39	32,49
Albacete	11,74	12,87	12,74	8,30	10,94
Alicante	17,68	20,51	21,88	21,74	17,56
Almería	26,34	27,77	23,89	33,45	25,18
Ávila	2,16	1,43	1,50	1,76	1,50
Badajoz	10,29	10,02	13,16	14,66	9,25
Baleares	23,30	22,92	23,53	29,11	22,87
Barcelona	12,84	12,65	12,72	13,35	10,97
Burgos	39,43	38,87	42,88	41,50	34,12
Cáceres	15,37	18,51	18,69	20,54	16,60
Cádiz	26,94	25,33	19,46	14,94	21,77
Castellón	4,30	2,39	2,32	3,27	4,91
Ciudad Real	5,53	5,87	8,95	9,18	6,17
Córdoba	1,35	1,56	2,91	2,37	2,08
La Coruña	24,83	28,46	28,45	27,52	21,75
Cuenca	18,47	18,78	20,37	16,13	16,35
Gerona	22,19	22,62	29,53	29,47	19,17
Granada	30,36	31,03	34,23	35,79	28,27
Guadalajara	10,52	8,18	8,36	9,51	7,15
Guipúzcoa	44,11	48,00	47,12	49,49	37,90
Huelva	29,89	38,85	64,06	69,13	36,31
Huesca	21,05	29,08	31,17	25,70	14,59
Jaén	3,62	3,96	4,40	5,55	4,47
León	24,29	22,34	22,28	22,43	19,61
Lérida	14,71	18,86	22,20	23,82	15,49
La Rioja	22,15	20,60	22,50	29,42	20,39
Lugo	31,45	38,35	38,75	39,00	26,26
Madrid	36,70	35,81	35,52	35,45	30,20
Málaga	21,92	22,60	25,24	23,01	20,98
Murcia	12,03	12,13	11,48	10,66	10,89
Navarra	3,14	10,02	17,21	21,22	11,28
Orense	39,00	39,75	42,28	44,92	34,78

Tabla 5
**PROPORCIONES EN LA PROFESIÓN DE LOS CÓNYUGES DESCONOCIDA SE-
 GÚN UN MODELO SATURADO DEL EFECTO DE LA PROVINCIA DE RESIDENCIA
 Y EL AÑO DE OBSERVACIÓN**

(Conclusión)

	1999	2000	2001	2002	GENERAL
Asturias	15,61	19,39	19,73	19,84	18,83
Palencia	22,26	21,33	20,68	21,54	18,78
Las Palmas	11,32	15,94	16,13	16,90	14,00
Pontevedra	23,10	22,93	24,00	26,60	17,88
Salamanca	18,35	14,37	13,42	12,58	12,33
S.C.de Tenerife	27,54	26,62	18,14	34,48	18,97
Cantabria	32,65	33,32	34,93	36,10	31,01
Segovia	1,84	0,31	1,97	0,74	1,34
Sevilla	14,14	18,04	19,22	17,99	14,03
Soria	13,25	2,83	7,72	7,74	7,36
Tarragona	17,34	17,57	20,33	20,26	13,69
Teruel	1,82	5,95	16,81	20,74	5,76
Toledo	2,52	1,70	1,91	1,60	1,66
Valencia	22,49	23,79	23,68	23,87	19,31
Valladolid	12,98	12,06	13,89	17,43	8,87
Vizcaya	32,76	34,46	33,52	40,50	27,21
Zamora	7,72	7,52	7,84	9,11	7,24
Zaragoza	7,81	8,05	8,43	9,06	7,96
Ceuta	5,51	12,15	7,92	5,18	5,97
Melilla	62,40	69,90	72,38	73,39	54,39
Extranjero	27,17	29,81	28,65	31,59	23,51

Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos del MNP

Sin embargo, no todas las interacciones son estadísticamente significativas. En este sentido, se han percibido interacciones destacadas entre el año de registro y las provincias de residencia de Castellón, Ciudad Real, Córdoba, Guipúzcoa, Huelva, Huesca, Jaén, Lugo, Madrid, Murcia, Navarra, Asturias, Las Palmas, Pontevedra, Tenerife, Teruel, Valladolid, Zaragoza y Melilla. En definitiva, en estas 18 provincias más la ciudad de Melilla la evolución en el tiempo de la proporción de matrimonios con desconocimiento de la profesión de ambos cónyuges fue diferente a la observada en promedio en España, pues el factor de interacción fue significativo y substancial durante todo el período seguido. Hay que destacar que la mejora al introducir este factor de interacción fue bastante importante, en concreto, de un 1'6% (tabla 1). Por todo ello, es conveniente, en principio, individualizar cada categoría y añadir un factor de interacción para las provincias para las que se

precisa. Al hacerlo, se extrae una conclusión general, a saber, en algunas provincias el problema ha devenido insoportable a principios de siglo XXI, como es el caso en Melilla, en donde en 2002 hubo un 73% de casos perdidos, o en Huelva, en que la proporción fue del 69%, o en Guipúzcoa, con un 50%. En general, el problema observado devino incisivo fundamentalmente durante los primeros años del siglo XXI, pues durante el último lustro del XX las proporciones de casos perdidos se habían mantenido dentro de umbrales no tan extremados como se vería después.

Con todo, arrastrar estos factores de interacción no añade mucha información para el objetivo que se tiene ahora planteado, es decir, para evaluar la magnitud de los casos perdidos en la profesión de los cónyuges y delimitar su extensión. Por lo que a partir de aquí, en aras de la parsimonia(6), sólo se presenta el estudio de los “efectos netos” de cada variable.

4.3. Religiosos y civiles

Ciertamente, durante el período 1994-2002, *grosso modo*, tres de cada cuatro matrimonios fueron celebrados bajo el rito de la religión católica y el uno restante mediante una ceremonia exclusivamente civil. Pocos, muy pocos, optaron por otro tipo de religión, en concreto, un 0'2% (tabla 6).

Tabla 6

EFFECTO DEL TIPO DE CELEBRACIÓN (INDEPENDIENTEMENTE DE LA PROVINCIA DE RESIDENCIA Y DEL AÑO DEL MATRIMONIO) EN LA PROBABILIDAD DE DESCONOCER LA PROFESIÓN DE AMBOS CÓNYUGES

	n de casos frecuencia	%	Coeficiente	Valor de p	Sig.	Proporción %	RP
CONSTANTE							
Tipo de celebración							
Católica	1.291.532	75,97	-0,50	0,000	***	12,38	0,65
Otras religiones	3.798	0,22	0,43	0,000	***	26,42	1,40
Exclusivamente civil	404.794	23,81	0,07	0,000	***	19,96	1,06

Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos del MNP

Nota: RP= relación de proporciones

En este tercer paso, en que se tiene en cuenta un aspecto geográfico (provincia de residencia), uno temporal (año de observación del matrimonio) y uno social (tipo

(6) Principio en la construcción de los modelos que premia la sencillez de los mismos.

de celebración), la línea base presenta un estándar en que casi un 19% de los matrimonios, la profesión tanto del marido como de la mujer fue desconocida (tabla 6). Pues bien, este porcentaje fue significativamente menor, en seis puntos porcentuales y medio, entre las parejas que se unían en matrimonio católicamente, un poco mayor para las que lo hacían por lo civil (seis décimas porcentuales más, pues su relación de proporciones fue de 1'06) y substantivamente más elevado para las pocas que se casaron por una religión distinta a la católica, en concreto, la proporción en que ambas profesiones eran desconocidas fue siete puntos y medio superior a la línea base en esta última situación (es decir, con una RP de 1'40, un 40% mayor que el estándar).

Hay que tener en cuenta que la influencia de esta variable es muy inferior a la de las anteriores, pues sólo explica un 1'04% del valor de menos dos veces el logaritmo de la verosimilitud (tabla 1).

Al introducir el tipo de celebración en el modelo, las RP referentes a la provincia de residencia del matrimonio cambian para algunas categorías (tabla 4). La forma de interpretar estas variaciones es similar a la utilizada en la estandarización (véase el caso específico de la regresión logística en Menacho, 2002). Es decir, se busca responder a la pregunta: ¿Qué proporciones de casos de profesión desconocida en los cónyuges respecto a la línea base se hubiesen registrado en cada provincia si la estructura de los matrimonios según tipo de celebración hubiere sido la general para España durante el período 1994-2002 y no la que realmente fue? O, en otras palabras, eliminando el efecto del hecho de celebrar el matrimonio por el rito católico, de otra religión o de manera exclusivamente civil, ¿qué efecto tenía el hecho de irse a vivir a una provincia determinada? Mediante este procedimiento, una vez el tipo de celebración se incluía en el análisis, las RP encontradas se referían específicamente a ir a residir a una provincia y para nada al tipo de celebración (tabla 4).

Y así se descubre que 21 décimas de punto en la relación de proporciones observada en Melilla se debían no a la ciudad en sí, sino a que el tipo de celebración de los matrimonios en su seno conducía a una mayor proporción de profesiones de cónyuges desconocidas. En otras palabras, si la estructura de los matrimonios según tipo de celebración en Melilla hubiese sido la estándar en España y no la que en realidad fue, la RP hubiera marcado 21 décimas de punto menos que la que se observó (tabla 4). De la misma forma, puede advertirse que en el caso de Ceuta, cuya estructura matrimonial *forzó* a las RP a elevarse 0'11 puntos, en Guipúzcoa en 0'10, en Álava en 0'09, y en Baleares, Vizcaya, Orense, Cantabria y Madrid en 0'07 (tabla 4). En contraste, en otras provincias se produjo el efecto contrario, pues los casos perdidos fueron en realidad menores gracias a su *favorable* estructura matrimonial según forma de celebración. Tal fue el caso de Jaén, Toledo y Córdoba, que marcaron 0'11 puntos menos en sus RP merced a esta estructura, así como en

Ciudad Real y Ávila (con 10 décimas menos) o Badajoz y Segovia (con 7 décimas menos).

El percibir como un determinado índice registrado en un lugar dado se debía en parte a una estructura específica llena de satisfacción al científico social. Pero uno no se debe olvidar la grave misión encomendada en este artículo recreándose en consideraciones de belleza técnica.

De la misma forma, se podría constatar cómo cambian las RP para cada año de observación al introducir nuevas variables. No obstante, se ha comprobado que estas variaciones son prácticamente inexistentes, por lo que no se comentarán.

4.4. Tipo de hábitat: ¿Cuán grande es el municipio?

El número de habitantes del municipio de residencia donde la pareja pasará a residir es la siguiente variable que debe incluirse en el modelo. Cuantitativamente, no aporta mucho más a la delimitación del tema que nos ocupa, poco más de medio punto porcentual respecto al paso anterior (tabla 1), pero cualitativamente, los resultados obtenidos son bastante interesantes. En general, a mayor tamaño municipal, menor fue la probabilidad de que no constara la profesión de ninguno de los cónyuges. Así, una vez controladas las co-variables incluidas en el modelo, resulta que mientras ir a vivir a un pueblo con menos de 20.000 habitantes incrementaba la probabilidad entre 4'5 y 6 puntos porcentuales respecto a la línea estándar, si éste tenía más de 100.000, el porcentaje era 6'6 puntos menor (tabla 7(7)). Quien sabe si la mentalidad de aquellos matrimonios que iban a residir a un municipio pequeño los hacía más celosos de su intimidad, defendiéndola al no facilitar la información completa demandada por el Registro Civil (aprovechando la posibilidad que la ley les brindaba), aunque tal vez tuvieran que darla repetidamente y con creces a sus mismos vecinos.

(7) Aquí se debería entonar un *mea culpa*, pues se ha incurrido conscientemente en una falta en el procedimiento al saltarse la norma que establece que todas las categorías en las variables explicativas deben poder variar entre ellas. En este paso, no es difícil darse cuenta que entidades como Ceuta y Melilla no tienen en su interior todas las categorías en el tipo de hábitat, pues son monomunicipales. Por ello, no se interpretarán a partir de ahora cómo cambian los coeficientes para estas localidades, así como tampoco para los matrimonios que pasan a residir en el extranjero.

Tabla 7

EFFECTO VARIABLES SELECCIONADAS EN LA PROBABILIDAD DE DESCONOCER LA PROFESIÓN DE AMBOS CÓNYUGES (INCLUYENDO TODAS LAS VARIABLES EN EL MODELO, AUNQUE NO SE MUESTREN AQUÍ)

(Continúa)

	n de casos frecuencia	%	Coeficiente	Valor de p	Sig.	Proporción %	RP
CONSTANTE			-1,19	0,000	***	23,34	1,00
Tipo de hábitat (tamaño municipio residencia)							
<10.000	355.696	20,92	0,23	0,00	***	27,79	1,19
10.001-20.000	202.950	11,94	0,31	0,00	***	29,32	1,26
20.001-50.000	245.186	14,42	0,05	0,00	***	24,17	1,04
50.001-100.000	144.071	8,47	-0,10	0,00	***	21,67	0,93
>100.000	165.863	9,76	-0,42	0,00	***	16,70	0,72
Capital provincial	586.358	34,49	-0,08	0,00	***	22,01	0,94
Edad de la Mujer							
Menos de 20 años	89.652	5,27	0,07	0,00	***	24,60	1,05
20-25	523.142	30,77	0,07	0,00	***	24,60	1,05
26-29	624.112	36,71	-0,08	0,00	***	21,95	0,94
30-34	301.460	17,73	-0,10	0,00	***	21,58	0,92
35-39	87.877	5,17	-0,14	0,00	***	20,92	0,90
40-44	33.711	1,98	-0,09	0,00	***	21,79	0,93
45-49	17.315	1,02	-0,08	0,00	***	21,93	0,94
50-54	10.090	0,59	0,01	0,77		23,47	1,01
55-59	5.422	0,32	0,07	0,06	*	24,54	1,05
60-64	3.178	0,19	0,15	0,00	***	26,16	1,12
Más de 65 años	4.165	0,24	0,27	0,00	***	28,42	1,22
Nacionalidad marido							
España	1.648.168	96,94	-0,16	0,00	***	20,54	0,88
Europa Este y ex-URSS	3.430	0,20	0,35	0,00	***	30,20	1,29
Europa occidental	21.441	1,26	0,01	0,52		23,56	1,01
Norteamérica	2.238	0,13	-0,33	0,00	***	17,97	0,77
Latinoamérica	12.087	0,71	-0,24	0,00	***	19,32	0,83
Asia y Oceanía	3.399	0,20	0,25	0,00	***	28,02	1,20
África	9.361	0,55	0,12	0,00	***	25,62	1,10

Tabla 7

EFFECTO VARIABLES SELECCIONADAS EN LA PROBABILIDAD DE DESCONOCER LA PROFESIÓN DE AMBOS CÓNYUGES (INCLUYENDO TODAS LAS VARIABLES EN EL MODELO, AUNQUE NO SE MUESTREN AQUÍ)

(Continuación)

	n de casos frecuencia	%	Coeficiente	Valor de p	Sig.	Proporción %	RP
Estado civil anterior cónyuges							
Soltero y soltera	1.540.057	90,58	0,12	0,00	***	25,56	1,10
Soltero y viuda	3.716	0,22	0,19	0,00	***	26,99	1,16
Soltero y divorciada	44.149	2,60	-0,03	0,09	*	22,86	0,98
Viudo y soltera	7.710	0,45	0,00	0,88		23,26	1,00
Viudo y viuda	3.054	0,18	0,13	0,00	***	25,82	1,11
Viudo y divorciada	5.432	0,32	-0,03	0,40		22,88	0,98
Divorciado y soltera	63.374	3,73	-0,14	0,00	***	20,97	0,90
Divorciado y viuda	2.098	0,12	-0,11	0,03	**	21,51	0,92
Divorciado y divorciada	30.534	1,80	-0,15	0,00	***	20,79	0,89
Nacionalidad mujer							
España	1.648.528	96,97	-0,13	0,00	***	21,10	0,90
Europa Este y ex-URSS	5.521	0,32	0,12	0,00	***	25,57	1,10
Europa occidental	11.816	0,70	0,12	0,00	***	25,62	1,10
Norteamérica	1.210	0,07	-0,35	0,00	***	17,60	0,75
Latinoamérica	25.164	1,48	-0,15	0,00	***	20,76	0,89
Asia y Oceanía	2.141	0,13	0,12	0,01	***	25,61	1,10
África	5.744	0,34	0,27	0,00	***	28,45	1,22
Edad del marido							
Menos de 20 años	27.193	1,60	0,21	0,00	***	27,27	1,17
20-25	301.584	17,74	-0,03	0,09	*	22,77	0,98
26-29	649.617	38,21	-0,08	0,00	***	21,96	0,94
30-34	459.127	27,01	-0,08	0,00	***	21,88	0,94
35-39	136.987	8,06	-0,08	0,00	***	21,93	0,94
40-44	51.731	3,04	-0,06	0,00	***	22,23	0,95
45-49	27.363	1,61	-0,03	0,03	**	22,75	0,97
50-54	16.966	1,00	-0,01	0,74		23,22	0,99
55-59	10.650	0,63	0,02	0,39		23,74	1,02
60-64	7.256	0,43	0,09	0,01	***	24,91	1,07
Más de 65 años	11.650	0,69	0,06	0,12		24,44	1,05

Tabla 7

EFFECTO VARIABLES SELECCIONADAS EN LA PROBABILIDAD DE DESCONOCER LA PROFESIÓN DE AMBOS CÓNYUGES (INCLUYENDO TODAS LAS VARIABLES EN EL MODELO, AUNQUE NO SE MUESTREN AQUÍ)

(Conclusión)

	n de casos frecuencia	%	Coeficiente	Valor de p	Sig.	Proporción %	RP
Residencia anterior novios respecto al matrimonio							
Mismo municipio ambos	1.079.841	63,52	0,04	0,00	***	24,08	1,03
mismo para el hombre	223.166	13,13	-0,04	0,00	***	22,56	0,97
mismo para la mujer	197.833	11,64	0,05	0,00	***	24,29	1,04
Otro municipio ambos	199.284	11,72	-0,05	0,00	***	22,46	0,96
Edad de la mujer respecto al marido							
16 o más años más joven	2.067	0,12	0,00	0,94		23,41	1,00
De 15 a 11 más joven	5.605	0,33	0,03	0,30		23,95	1,03
De 10 a 6 más joven	32.970	1,94	0,00	0,95		23,36	1,00
De 5 a 1 más joven	743.191	43,71	-0,05	0,00	***	22,44	0,96
Igual edad o hasta cuatro años mayor	535.736	31,51	-0,06	0,00	***	22,32	0,96
De 5 a 9 años mayor	288.008	16,94	-0,04	0,00	***	22,65	0,97
De 10 a 14 años mayor	62.383	3,67	0,00	0,91		23,37	1,00
De 15 a 19 años mayor	18.594	1,09	0,03	0,16		23,92	1,02
20 o más años mayor	11.570	0,68	0,08	0,02	**	24,72	1,06

Existen, sin embargo, una ligera excepción a esta regla general que asocia un mayor tamaño municipal con una menor probabilidad de no hacer constar ninguna de las profesiones de los cónyuges y una acotación al respecto. La excepción resulta al comparar los pueblos de menos de 10.000 habitantes con las ciudades pequeñas de entre 10.000 y 20.000 almas, pues mientras que en aquellos dicha probabilidad fue de un 27'8%, en éstas fue algo superior, en concreto, del 29'3% (tabla 7). Una distancia de un punto porcentual y medio, que más que transgredir la norma anunciada, plantea la poca diferencia existente entre aquellos municipios con menos de 20.000 habitantes. Por otro lado, en esta variable se distingue la

categoría “capital provincial” y se le otorga un estatus independiente del tamaño del municipio. Esta situación específica se sitúa con 1’3 puntos porcentuales por debajo de la línea base en su posición de no reportar la profesión de ninguno de los dos cónyuges, con una probabilidad entremedio de aquellos municipios entre 20.000 y 50.000 habitantes y de aquellos con más de 50.000 pero que llegaban como máximo a los 100.000.

La variación que ello ha supuesto en las variables referentes a la provincia de residencia y al año de observación no ha lugar a más comentarios, pues, por un lado, conocer el tamaño de residencia del municipio había ayudado a disminuir en 11 décimas en la RP de Madrid y Cádiz, en 9 de los de Asturias o en 8 los de Barcelona. En contraste, la estructura de la provincia según tipo de hábitat era la responsable de 9 décimas en la RP de Toledo y Huesca, de 8 en Teruel y de 7 en Ciudad Real y Gerona (tabla 5).

4.5. Otras variables involucradas, *ma non troppo*

Quedan siete variables en cuyo interior no se observan demasiadas diferencias, aunque alguna hay. Al igual que se hizo con la anterior, todas ellas van a ser tratadas como covariables en el modelo final (tabla 7). En éste, la línea base señala un 23’3% de matrimonios que no consignaron la profesión de ninguno de los dos cónyuges involucrados. Como se puede comprobar en un primer golpe de vista, ninguna de las variables que a continuación se consignan tiene mucha fuerza clasificadora al respecto.

Por ejemplo, la edad de la mujer al casarse aporta una mejora de un ridículo 0’09% (tabla 1). En general, la probabilidad de no constatar la profesión de ninguno de los cónyuges disminuía con la edad de la mujer, hasta un mínimo cuando ella tenía 35-39 años (de un 20’9%, 2’4 puntos porcentuales menos que la línea base; en comparación, si se casaba con menos de 25 años, dicha probabilidad se veía incrementada en 1’3 puntos sobre el estándar), aumentando a partir de entonces hasta un máximo del 28% cuando la mujer tenía más de 65 años.

En el siguiente paso, que incluye la nacionalidad del marido, la mejora es de cuatro décimas porcentuales, pero aun se pueden establecer interesantes conclusiones (tabla 1). Así, se ve que quienes mejor se reportaron fueron los norteamericanos (5’4 puntos porcentuales por debajo del estándar en casos perdidos) seguidos de los latinoamericanos (4 puntos por debajo). Y quienes peor lo hicieron fueron los matrimonios con maridos de la Europea del Este y de Rusia (casi 7 puntos porcentuales por encima), de Asia y Oceanía (casi 5 puntos más), españoles (3 puntos más) y africanos (algo más de 2 puntos por encima del estándar en casos perdidos). Si el marido era de Europa occidental, los casos de pérdida de

información respecto a la profesión de los cónyuges, con un valor de 23'6%, no eran estadísticamente distintos al estándar, el cual tenía un valor de 23'3% (tabla 7).

El séptimo paso incluyó en el modelo los estados civiles de los cónyuges anteriores al matrimonio, y supuso una mejora de tres décimas porcentuales (tabla 1). Era una variable que mostraba poca variabilidad interna, pues un 90'6% de los matrimonios tuvieron lugar entre soltero y soltera (tabla 7), y estos estuvieron asociados con una pérdida de información de la profesión de ambos cónyuges 2'2 puntos inferior al estándar. No eran estos los matrimonios que menos ocultaban esta información, sino que lo fueron aquellos en que se casó un divorciado con una divorciada (un 1'8% del total de matrimonios) o con una soltera (un 3'7%), pues en estos casos la información incompleta era 2'5 puntos porcentuales menor que en la línea base. También los matrimonios de divorciado con viuda (un reducido 0'1% en el total de matrimonios) sobresalieron por la relativa riqueza en la información, que era 1'8 puntos superior al estándar. No alcanzaron una diferencia estadísticamente significativa con éste ni los matrimonios de viudo con soltera (un 0'5% del total), ni los de viudo con divorciada (un 0'3%), y la misma fue baja para los matrimonios entre un soltero y una divorciada (un 2'6% del total de matrimonios). Por último, destacaban por esconderse especialmente la información sobre su profesión los matrimonios entre viudos (0'2%) y entre solteros y viudas (ambos grupos constituían un 0'2% del total de matrimonios), pues lo hicieron respectivamente 2'5 puntos y 3'6 puntos porcentuales menos que la línea base (tabla 7).

Curiosamente, no deberían extraerse muchas conclusiones sobre la siguiente variable introducida, la de la nacionalidad de la mujer, pero mientras que los que cumplieron más fueron los casados con una norteamericana (en concreto, 5'7 puntos porcentuales menos que la línea base), los que lo hicieron menos fueron aquellos casados con una africana (5 puntos porcentuales más en casos de profesión desconocida que el estándar). Se significó también la relativa buena información sobre los que se casaban con mujeres latinoamericanas, con 2'6 puntos por encima del estándar, y todas la demás nacionalidades destacaron por una falta de conocimiento en la profesión de los cónyuges algo por encima de los 2 puntos porcentuales respecto a la línea base: tanto aquellos casados con españolas, como los que lo hacía con mujeres de países europeos, de Rusia, Asia u Oceanía (tabla 7).

La siguiente variable por orden de importancia en la delimitación de las profesiones perdidas era la edad del hombre al contraer matrimonio (octavo paso) y si el municipio de la pareja antes de casarse era el mismo que después de la boda, sólo era el mismo el del marido, sólo para la mujer o no era el mismo para ninguno de los dos (noveno paso). Tanto para una como para la otra variable, el adelanto que indica el valor de menos el doble del logaritmo de la verosimilitud fue del 0'02% (tabla 1), por lo que no vale la pena incidir más en ellas. De hecho, entre todas las

categorías que conforman estas variables sólo destaca la de los matrimonios cuyo cónyuge masculino tenía menos de 20 años, pues para ellos la probabilidad de desconocer a qué se dedicaban los miembros de la pareja fue 3'9 puntos superior a la línea base. Para todas las demás categorías, la diferencia respecto al estándar fue exigua.

Y aún más si cabe lo fue para la última variable que introducimos en el modelo, la que se refiere a la diferencia de edad entre los cónyuges, y que apenas consiguió mejorar en cuatro centésimas porcentuales el “-2 log de la verosimilitud”. Ha sido incluida en el estudio sólo para mostrar cuan sensible es la técnica aplicada a las diferencias entre variables.

Y sin más novedad, se pasa a las conclusiones del estudio, a los *desideratums*.

CONCLUSIONES

Previamente, ahora que todas las variables están en juego, se puede hacer referencia al efecto neto de las primeras variables introducidas en el modelo, que son las que tenían una importancia clave en la delimitación del problema.

Sin duda, no puede realizarse ningún análisis geográfico de la homogamia matrimonial en España, pues la provincia donde se establece el matrimonio es una variable fuertemente afectada por los casos perdidos en la profesión de los cónyuges.

Para continuar, podemos descubrir si alguno de los factores presentados a partir del segundo paso en la construcción del modelo fueron responsables (por efecto o por defecto) de las relaciones en las proporciones observadas en un principio. La tabla 4 nos informa de ello, presentando el cambio en la relación de proporciones a escala provincial de desconocimiento en la profesión de los cónyuges si la estructura para todas las otras variables explicativas hubiese sido la misma. De hecho, en el caso que la estructura hubiese sido la estándar, la provincia de Guipúzcoa hubiese registrado una relación en las proporciones medio punto inferior a la que realmente se observó. La razón cabe buscarla, fundamentalmente, en la estructura de los matrimonios según tipo de celebración y, en menor medida, en la estructura según nacionalidad del marido (tabla 4). Ambas estructuras fueron *desfavorables* en la provincia de Guipúzcoa, pues de no haber sido por ellas, la relación de proporciones en el desconocimiento en la profesión de los cónyuges hubiese sido algo menor. Lo mismo puede decirse de las otras provincias vascas, de las provincias gallegas de La Coruña, Orense y Lugo, de Cantabria, así como de Burgos, Huelva, Granada, Almería, Gerona y Baleares. En todas ellas, alguna de las estructuras en su seno ayudó a que las RP de los casos perdidos fuera mayor de la que hubiera sido de tener una estructura más favorable. En contraste, ninguna combinación

estructural destacó por su efecto beneficioso sobre el problema que se está investigando (tabla 4).

Además, según el modelo final descrito, se puede prever la evolución del problema en el tiempo, manteniendo constante la estructura para todas las otras variables. Así, se puede pronosticar que para el año 2005 la proporción de matrimonios con desconocimiento en la profesión de ambos cónyuges ascenderá a 31'4%, y, tras un goteo continuo, se puede suponer que para el 2026, en más de la mitad de los matrimonios se desconocerá a qué se dedicaban el marido y la mujer.

No ha sido posible delimitar para su control las variables asociadas con el hecho de que no se constaten en la matriz de datos de los matrimonios ni la profesión del marido ni de la mujer. Es fracaso en este sentido ha sido estrepitoso por nuestra parte.

Es de esperar que ante esta falta grave en las estadísticas del Movimiento Natural de la Población, la solución fácil sea la de suprimir la variable y –permítasenos la expresión- ¡Santas Pascuas! Sin embargo, desde esta palestra en “Estadística Española” y por bien de la conjunción de los dos términos que conforman el título de esta revista, quisiéramos pedir que este error fuera reparado. Y aún mas: nos gustaría que se incluyera en el Boletín estadístico del registro de matrimonios el grado de instrucción de los cónyuges, de la misma forma que últimamente se incluye la nacionalidad, es decir, por el puro interés actual de esta variable.

Nos confesamos incapaces de discernir si la falta de información que denunciamos se debe a que, en cumplimiento de la ley, no se hace constar dicha variable por parte de los que se inscriben en el Registro Civil, o si a que una vez recopilados los Boletines por parte del Instituto Nacional de Estadística, no se sabe cómo clasificar los distintos oficios consignados o se borra la misma a causa de la orden presentada. Si se está en el primer caso, sería necesario una circular para que los funcionarios del Registro Civil hicieran la vista gorda a la orden, con la misión de tener unos boletines debidamente cumplimentados por los contrayentes de un matrimonio; si se trata de la segunda situación, sería bonito que aumentaran las categorías en la clasificación profesional, pues los tiempos han cambiado mucho últimamente, aun manteniendo –por favor- las categorías que hasta hoy en día se utilizan (es decir, desagregándolas). Uno de los evaluadores de este artículo me ha comunicado que el Instituto Nacional de Estadística tiene previsto realizar cambios en la forma y en el contenido del boletín estadístico de matrimonio, uno de los cuales será adecuar la variable profesión de ambos cónyuges a la última Clasificación Nacional de Ocupaciones.

Es éste un caso típico de la confrontación que parece existir a veces entre el registro estadístico y las necesidades de investigación, pues los notables esfuerzos

del Instituto Nacional de Estadística de dotar de bases estadísticas (convenientemente anonimizadas) que permitan conocer mejor la sociedad española chocan con una legislación que a veces parece ir en sentido contrario, como si la investigación social estuviera enfrentada a los derechos privados de los individuos.

REFERENCIAS

- BECKER, G. (1987), *Tratado sobre la familia*, Madrid, Alianza Editorial.
- BIRKELUND, E. Y HELDAL, J. (2003), «Who marries whom, Educational homogamy in Norway», *Demographic Research*, v. 8, artículo 1, <http://www.demographic-research.org/volumes/vol8/1/8-1.pdf> [consultado abril 2004]
- BLOSSFERL, H.P. Y TIMM, A. (eds), (2003), *Who marries whom? Educational System as Marriage Markets in Modern Societies*, Vol. 12, Holanda, Kluwer Academic Publishers.
- CABRÉ, A. (1993), «Volverán tórtolos y cigüeñas», GARRIDO, L. y GIL CALVO, E. (eds.), *Estrategias familiares*, Madrid, Alianza Editorial, pp. 113-131.
- COALE, A.J. Y WATKINS, S.C. (ed.) (1986), *The Decline of Fertility in Europe*, Princeton, Princeton University Press, Office of Population Research.
- DELGADO, M. Y FERNÁNDEZ CORDÓN, J.A. (1989), «Análisis de las cifras de matrimonios desde 1975», *Estadística Española*, V. 31, n. 121, Mayo-Agosto 1989, pp. 281-295.
- DURKHEIM, E. (1991, reedición de la obra de 1893), *De la division du travail social*, Paris, P.U.F.
- ESTEVE, A. Y CORTINA, C. (2005), «Homogamia educativa en la España contemporánea: pautas y tendencias», *Papers de Demografia*, 257.
- JOVELL (1995), *Análisis de regresión logística*, Madrid, CIS, colección cuadernos metodológicos.
- KALMIJN, M. (1991), «Status Homogamy in the United States», *American Journal of Sociology*, n. 97, pp. 496-523.
- MARE, R.D. (1991), «Five decades of assortative mating», *American Sociological Review*, v. 51, n.1.
- MENACHO, T (2002), «Los tipos de estandarización en demografía. Aplicación al estudio de las diferencias regionales de la actividad y el desempleo en España,

1990-2000», Memoria d'Investigación presentada en el Departamento de Geografía de la Universitat Autònoma de Barcelona, *mimeo*.

PARSONS, T. (1949), «The social structure of the family», en ANSHEN, R., *The family: Its functions and Destiny*, New York, Harper Brothers.

QIAN (1998), «Changes in Assortative Mating. The Impact of Age and Education, 1970-1990», *Demography*, v. 35, n.3.

NO NEWS ON THE SPOUSE'S PROFESSION IN THE MARRIAGE REGISTERS IN SPAIN, 1994-2002

ABSTRACT

Microdata from marriage registers has opened a new path for nuptiality analysis. One issue than can be now more precisely analysed is marriage homogamy, in special, professional homogamy, that is, at what extend brides and grooms have similar professions. Nevertheless, we have observed a great deal of missing cases for this variable, which could be enough to invalidate a scientific analysis. This paper pretends to evaluate the extent of the problem and, using other variables included in the files, to show if it is possible to deal with it.

Keywords: Marriages, Homogamy, Professions, Registers, Spain

AMS. Classification: 6207;62H10;62h12