

**JÓVENES SOLTEROS EN CASA DE SUS PADRES:
ESPAÑA, 1991**

Pau Miret

168

Organitzat pel Departament de Geografia de la Universidad Complutense de Madrid i el Grupo de Población de la Asociación de Geógrafos Españoles. Madrid, del 30 de març a l'1 d'abril de 2000.

Centre d'Estudis Demogràfics

2000

Resum.- Mitjançant la tècnica de la regressió logística realitzem una anàlisi regional dels nivells de dependència familiar i domiciliària entre els individus de 18 a 40 anys a Espanya segons els cens de 1991. Definim com a dependència familiar i residencial a tota persona soltera que al 1991 no vivia amb la seva parella ni residia a casa dels seus pares. Aquest article estima un model explicatiu de la dependència familiar i residencial a escala provincial segons sexe, prenent com a covariables la grandària poblacional del municipi de residència, la situació d'activitat i el nivell d'instrucció. La interpretació d'aquest model ens porta a algunes conclusions sobre les idiosincràsies regionals de la cultura de la emancipació.

Paraules clau.- Dependència familiar, convivència, activitat, instrucció, emancipació.

Resumen.- Utilizando la técnica de la regresión logística se realiza un análisis regional de los niveles de dependencia familiar y domiciliarias de los individuos entre 18 y 40 años según los datos del censo español de 1991. Se define como dependiente familiar y residencialmente a toda persona soltera que en 1991 no convivía con su pareja y residía en casa de sus padres. Este artículo estima un modelo explicativo de la dependencia familiar y residencial a escala provincial según sexo, tomando como covariables el tamaño poblacional del municipio de residencia, la situación de actividad y el nivel de instrucción. La interpretación de este modelo conduce a algunas conclusiones sobre la cultura de emancipación regional.

Palabras clave.- Dependencia familiar, convivencia, actividad, instrucción, emancipación.

Abstract.- A regional analysis on the levels of residential and family dependence of people aged 18-40 years has been conducted using microdata from the 1991 Spanish Census. The method used was logistic regression analysis. By residential and family dependency, we mean any never-married and no-cohabiting individuals living in the parental home. This paper proposes a model of family and residential dependency by sex at the provincial level. The main covariables included in the model are the size of the municipal population, participation in the labour force and educational attainment. The models allow us to shed more light on the regional patterns of leaving home and family formation in Spain.

Key Words.- Dependence family, coexistence, activity, instruction, emancipation.

Résumé.- En utilisant la méthode de la régression logistique, nous réalisons, d'après les données du recensement espagnol de 1991, une étude régionale sur les différents niveaux de dépendance familiale et résidentielle, des individus de 18 à 40 ans. On définit comme dépendant familial et résidentiel, toute personne célibataire qui en 1991 ne vit pas avec son conjoint et vit dans la maison parentale. Cet article émet

l'hypothèse d'un modèle explicatif de la dépendance à échelle provinciale en fonction du sexe, prenant comme co-variables la dimension des provinces de résidence, la situation professionnelle et le niveau d'instruction. L'interprétation de ce modèle conduit à quelques conclusions sur la culture de l'émancipation régionale.

Mots clés.- Dépendance familiale, cohabitation, activité, instruction, émancipation.

ÍNDICE

1.- Introducción	1
2.- El objeto de estudio: Solteros y solteras residencialmente dependientes	4
3.- Pautas de emancipación provinciales	6
4.- Número de habitantes del municipio	14
5.- Situación de actividad	21
6.- Nivel de instrucción	30
7.- Conclusiones	37
Bibliografía	40

ÍNDICE DE GRÁFICOS

1.- Población masculina entre 0 y 50 años según situación de convivencia	3
2.- Población femenina entre 0 y 50 años según situación convivencial	3
3.- Proporciones de soltería dependiente según edad y sexo, España, 1991	6
4.- Proporciones de nunca en pareja y residencialmente dependientes según sexo en las provincias de Soria y Almería y en España	13
5.- Cruce entre la relación de <i>odds</i> de dependencia masculina y femenina	13
6.- Parámetros de la variable tamaño municipal (covariado con la edad), por sexos	17
7.- Proporciones de dependencia por edad según sexo y tamaño municipal seleccionado	17
8.- Proporción por edad de ocupados solteros y ocupadas solteras viviendo en casa de su padre y/o madre en 1991	23
9.- Proporciones de solteros dependientes por edad según actividad	24
10.- Proporciones de solteras dependientes por edad según actividad	24
11.- Proporciones de solteros y solteras según ciertos niveles de estudios	32

ÍNDICE DE MAPAS

1.- Hombres, niveles de dependencia familiar y residencial	14
2.- Mujeres, niveles de dependencia familiar y residencial	14

ÍNDICE DE TABLAS

1.- Estimación de los parámetros para el cálculo de las proporciones de soltería residencialmente dependiente según edad y sexo (hombres 18 40 años; mujeres de 16 a 40 años)	5
2.- Estimación de los parámetros para el cálculo de las proporciones de soltería residencialmente dependiente según edad, sexo y provincia de residencia (hombres de 18 40 años; mujeres de 16 a 40 años)	8
3.- Estimación de parámetros según edad, sexo y tamaño del municipio	16
4.- <i>Relación de odds</i> de la variable número de habitantes del municipio	20
5.- Diferencias más significativas en el parámetro provincial una vez incorporado el tamaño municipal, hombres	20
6.- <i>Relación de odds</i> de la variable situación de actividad	22
7.- Diferencias más significativas en el parámetro provincial una vez incorporada la situación de actividad, hombres	26
8.- Diferencias más significativas en el parámetro provincial una vez incorporada la situación de actividad, mujeres	28
9.- Modelo descriptivo de la soltería dependiente. Analfabetismo y sin estudios	31
10.- Modelo de soltería dependiente. Estudios primarios y medios	33
11.- Modelo descriptivo de la soltería dependiente. Estudios superiores	34
12.- Parámetros de la variable nivel de instrucción. 25-40 años, según sexo	36
13.- Diferencias más significativas en el parámetro provincial una vez incorporado el nivel de instrucción, mujeres	37
14.- Hombres según tamaño población del municipio y provincia de residencia	41
15.- Mujeres según situación de actividad y provincia de residencia	42
16.- Mujeres según nivel de instrucción y provincia de residencia	43
17.- Modelos explicativos de las proporciones de soltería residencial y familiarmente dependiente. España, hombres 1991	44
18.- Modelos explicativos de las proporciones de soltería residencial y	

familiarmente dependiente. España, mujeres 1991	47
---	----

JÓVENES SOLTEROS EN CASA DE SUS PADRES: ESPAÑA, 1991

1.- Introducción

El objeto de análisis de este artículo es la estructura regional de la emancipación juvenil, tal y como se desprende del censo español de 1991 a través del fichero de hogares. Para la construcción del objeto de estudio partimos de una clasificación exhaustiva de los hombres y mujeres según su situación familiar en el hogar donde residen, de acorde con la siguientes 5 categorías:

- a) miembros no emparentados con nadie del hogar donde residen,
- b) viviendo solo o sola,
- c) miembro familiar que no convive con su pareja,
- d) componente de un núcleo formado por una pareja no casada y
- e) componente de un núcleo compuesto por una pareja casada.

En los gráficos 1 y 2 se exponen la proporción de población en cada una de estas situaciones según edad (desde los que tienen menos de un año hasta los que habían cumplido los 50 años), para hombres y mujeres respectivamente. Las dos situaciones donde se inscribe la práctica totalidad de la población son, por un lado, la convivencia como miembro familiar sin residir con tu pareja y, por otro lado, la convivencia en pareja. Así, son miembros familiares si convivir con su pareja la totalidad de los varones menores de 19 años y de las mujeres menores de 17 años. Allende estas edades la proporción de gente que convive con su esposo o esposa es mayor cuanto mayor es la edad considerada, siendo cada vez más reducido en número relativo de personas que residen como miembros familiares. A partir de los 28 años en los varones y de los 26 en las mujeres, la mayoría de la gente convive como miembro de una pareja matrimonial. Proporción que se incrementa hasta llegar a un máximo del 85 por ciento para la población de 40-50 años. Destacar, sin embargo, el relevante dato que supone observar que un 10 por ciento de los varones de 40-50 años y casi un 15 por ciento de las mujeres de 38-50 años son miembros familiares en hogares en los que viven sin pareja ni hijos.

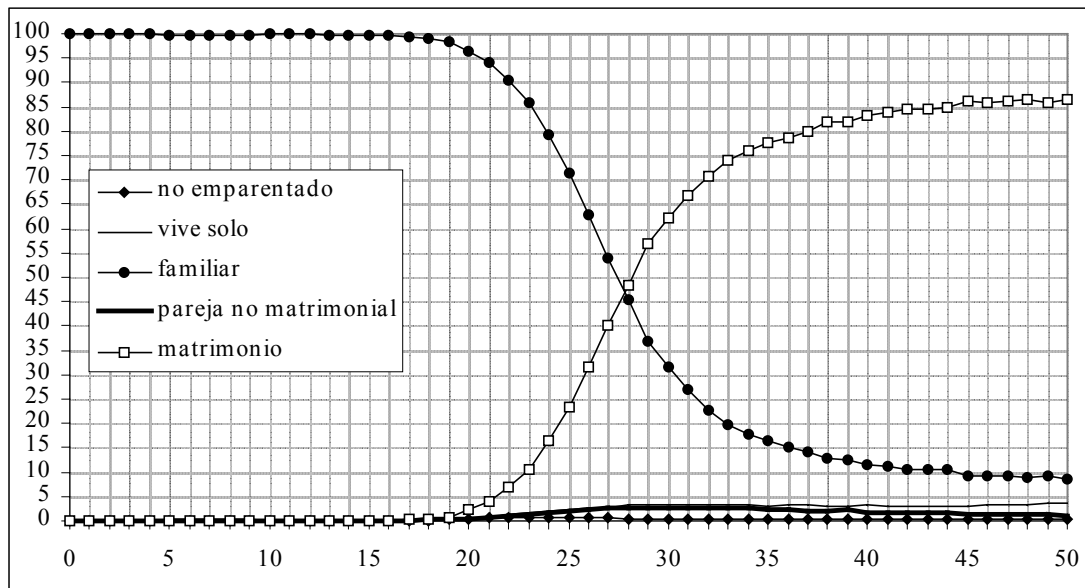
Además, anotar finalmente que alrededor de un 3 por ciento de la población convivía alrededor de los 30 años en un núcleo familiar no matrimonial.

Podemos suponer que algún tiempo antes de 1991 (cuando tuvo lugar el trabajo de campo del censo) se dio una *transición* entre el ser miembro de una **familia de procedencia**, como individuo emparentado sin constituir por uno mismo una pareja conyugal, a ser un componente de una **familia de matrimonio**. Con todo, somos conscientes de que tratamos con datos transversales, que no permiten inferir directamente información sobre dinámicas longitudinales. Remarcar que, no obstante estas limitaciones, podemos asumir que fue dentro del grupo de edad 25-35 años donde se daría con mayor intensidad este proceso entre el estado de dependencia familiar al de constitución de la pareja conyugal. A este proceso lo denominamos *emancipación familiar*, y sin duda fue el camino elegido por la mayoría de los jóvenes durante la década de 1980 para emanciparse.

No obstante, existe otra vía de emancipación que también quisiéramos considerar, a saber, la que se consigue a través de la *autonomía residencial*. De hecho, el proceso de emancipación juvenil puede seguir un camino o bien *neolocal* o bien *isolocal*; mientras que la **neolocalidad** resulta de la creación de un hogar separado del de la familia de procedencia, la **isolocalidad** supone constituir el núcleo familiar sin formar un nuevo hogar¹. Por supuesto, la emancipación familiar puede ir acompañada de emancipación domiciliar, pero también se da un proceso de emancipación residencial no familiar, como por ejemplo el formar grupos de compañeros o compañeras sin relaciones de pareja ni familiares, o el vivir solo o sola. Así, en España en 1991, un 3 por ciento de los varones entre 27 y 50 años vivían solos y un 2 por ciento de las mujeres entre 25 y 50 años vivían solas; siendo el número relativo de hogares no familiares en 1991 un valor prácticamente nulo. En definitiva, la vía de emancipación familiar en que el individuo se iba a vivir sólo o en un grupo de pares apenas tenía importancia, como percibimos en el censo de 1991.

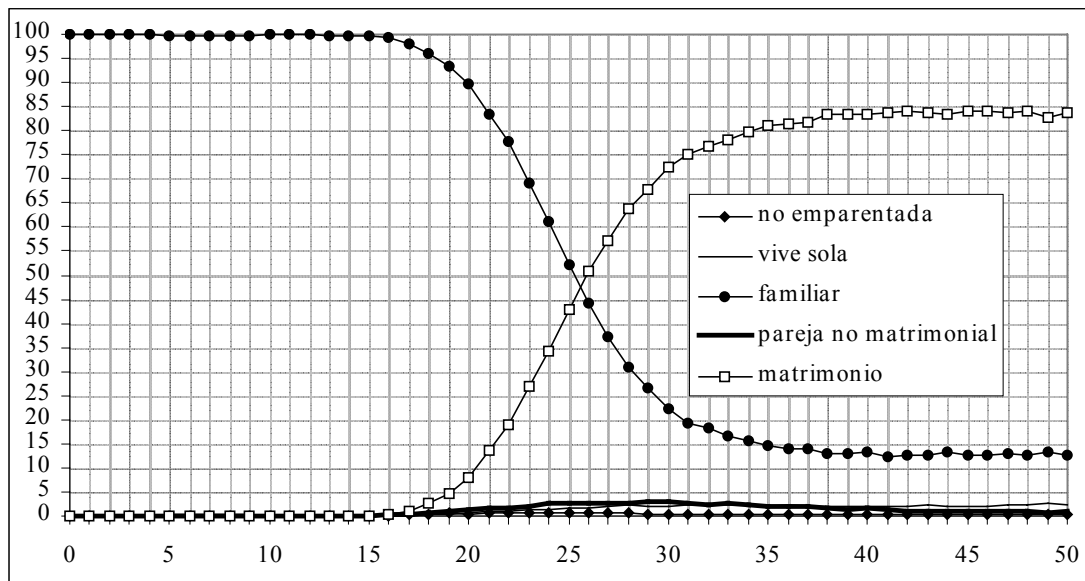
Gráfico 1. Población masculina entre 0 y 50 años según situación de convivencia

¹ La isolocalidad se ha reducido notablemente en las última décadas. Véase, por ejemplo, para Andalucía, Fernández, E y Torres, F (1993).



Fuente: elaboración a partir del censo de 1991

Gráfico 2. Población femenina entre 0 y 50 años según situación convivencial



Fuente: elaboración a partir del censo de 1991

Nuestro objetivo en este artículo será analizar la emancipación familiar y/o residencial de la población joven tal y como fue dibujada por el censo de población de 1991. Abandonamos, en consecuencia, otro aspecto de la emancipación juvenil que, aunque nos surgirá en el proceso de análisis que ahora iniciamos, no entrará a formar parte de nuestra variable dependiente; nos referimos a la independencia económica (total o parcial) a través de una ocupación remunerada.

Utilizaremos la regresión logística para estimar un modelo que caracterice la situación de la soltería residencialmente dependiente en España en 1991. Para centrarnos

plenamente en nuestro objeto de estudio, nos volvemos a preguntar ¿qué entendemos por soltería residencialmente dependiente?

2. El objeto de estudio: solteros y solteras residencialmente dependientes

Definiremos como **solteros y solteras residencial y familiarmente dependientes** a aquellos varones y féminas que convivían bajo el mismo techo que su padre y/o su madre (en su mismo hogar, en consecuencia) y que, por su estado civil de célibes y por no andar aparejados según noticias censales, suponemos que nunca habían gozado de condición marital. De manera complementaria, nombramos como **emancipados y emancipadas de su familia de procedencia** a aquella gente que o bien: A) estaban o habían estado casados (a juzgar por su estado civil: casados, separados, divorciados y viudos), B) se encontraban en 1991 conviviendo con su pareja en unión consensual sin estar casados, C) vivían solos o D) residían con otra gente a los que no unían lazos de pareja o no eran sus padres.

Como observamos, la totalidad de los jóvenes menores de 18 años o menos (gráfico 1) y todas las jóvenes de 16 años o menos (gráfico 2) se encontraban en 1991 en estado de soltería residencial y familiarmente dependiente. Por ello, los varones de menos de 19 años y las mujeres de menos de 17 años serán apartados de nuestra vista analítica. Tampoco los individuos que hallan cruzado los 40 años serán observados, pues créese que son estas muy avanzadas edades para *irse de casa* por primera vez o enrolarse en una convivencia primeriza con una pareja (aunque, sin duda, de haberlos, los hay).

Ante todo, debemos construir la pauta por edad, es decir, estimar los parámetros que nos conducen a los indicadores que constituyen nuestra variable dependiente, a saber, **las proporciones de soltería residencialmente dependiente por edad según sexo**. La edad ha sido considerada como variable continua con un componente lineal y otra cuadrática; el sexo se ha controlado estimando un modelo por separado para hombres y mujeres. La tabla 1 nos muestra los parámetros estimados (según las variables edad lineal, edad cuadrado y sexo) de la *ratio* entre: A) encontrarse en situación de soltería residencial y familiarmente dependiente y B) estar emancipado/a de la familia de procedencia. Son las denominadas *odds*, término inglés para el que no existe traducción en español (véase Jovell, 1995). A través de ellas calculamos las proporciones de soltería dependiente por edad según sexo para el total de España en 1991, porcentajes

que constituirán nuestra línea base para el análisis regional que emprenderemos (gráfico 3).

De manera que, para cada edad x ,

$$Odd_x = cte + x \cdot \beta_1 + x^2 \cdot \beta_2$$

Aplicando la siguiente ecuación, obtendríamos las proporciones por edad:

$$Proporción_x = \frac{e^{odd_x}}{1 + e^{odd_x}}$$

Tabla 1. Estimación de los parámetros para el cálculo de las proporciones de soltería residencialmente dependiente según edad y sexo (hombres 18 a 40 años; mujeres de 16 a 40 años)

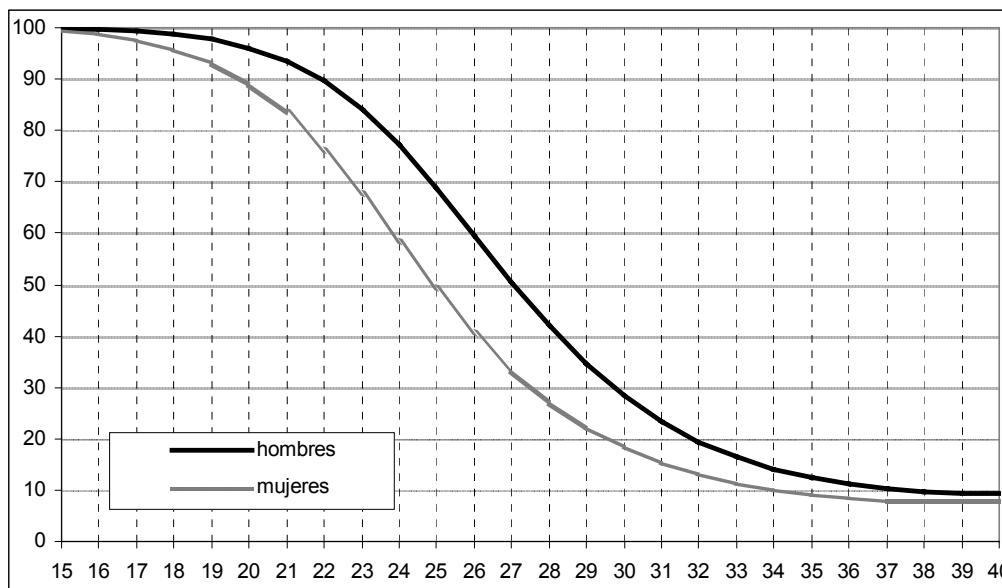
	HOMBRES		MUJERES	
	β	Significación	β	Significación
Constante	19,81	***	17,12	***
VARIABLES				
edad lineal (β_1)	-1,11	***	-1,01	***
edad al cuadrado (β_2)	0,01	***	0,01	***
-2 Log Likelihood		289.927		295.929

Fuente: elaboración a partir de la Encuesta Sociodemográfica de 1991

Significación: ***= estadísticamente significativo al 99%; ** = al 95%; *=al 90%; ns. Estadísticamente no significativo

En definitiva, nuestro objetivo en este artículo es presentar algunos factores descriptivos de la soltería residencial y familiarmente dependiente (tal y como la definimos) que se derivan del censo de 1991. Buscamos reflejar la cultura regional que ha llevado a hablar de “las cuadro Españas de la emancipación familiar” (Jurado, 1997), o de establecer siete modelos contrastados en el análisis regional en las pautas de emancipación contemporáneas (Holdsworth, 1998). Pautas, por otra parte, perfectamente reflejadas en el análisis histórico de la familia y el matrimonio (Reher, 1996). Para intentar *captar* estas idiosincrasias regionales partiremos de un análisis por provincias.

Gráfico 3. Proporciones de soltería dependiente según edad y sexo, España, 1991



Fuente: elaboración a partir de la tabla 1

3. Pautas de emancipación provinciales

¿En qué provincia era más probable que alguien nunca hubiera vivido en pareja y se encontrara bajo el paraguas residencial de la familia de procedencia? Hemos estimado un modelo que presenta la relación entre la probabilidad de ser autónomo y la de no serlo a escala provincial (tabla 2). Son las *odds ratio* de la variable emancipación residencial y familiar según la provincia de residencia, controlando por edad y según sexo. En este modelo, la pauta de dependencia en general en España se toma como categoría de referencia en la variable provincial, de manera que todas las provincias se sitúan respecto a esta pauta general según fuera más probable (con signo positivo) o menos (con signo negativo) encontrar un soltero o una soltera residencialmente dependiente de su familia de procedencia (tabla 2).

De manera que, para cada edad x ,

$$Odd = cte + x \cdot \beta_1 + x^2 \cdot \beta_2 + \beta_3$$

Siendo el último parámetro el que define el nivel provincial de dependencia.

Existe un conjunto de provincias que no distinguen sus *odds* de dependencia familiar y residencial del estándar, es decir, que manifestaron un nivel que no se distinguía del encontrado en España en general. En Asturias y la Rioja tal era el caso para los hombres y para las mujeres. Y así sucedía en Orense, Lugo, Zaragoza y Lérida para los varones,

así como en Huesca, Teruel, Valencia, Albacete, Guadalajara y Toledo para las mujeres. En todos estos casos las *odds ratio* estuvieron enmarcadas en un $\pm 0'07$.

Quisiéramos comentar también la cota máxima y mínima encontradas. Donde mayor proporción de solteros y solteras dependientes se encontró en 1991 fue en la provincia de Soria, pues (sólo controlando por la variable edad) si en 1991 se era soriano (es decir, varón y residente en la provincia de Soria) la relación estar soltero y convivir con tu padre y/o con tu madre respecto a no estar en esta situación de dependencia era un 83 por ciento superior que para los varones en el total España (pues su *odds ratio* era de 0'83), y si se era soriana (es decir, mujer y residente en la provincia de Soria) tal probabilidad era un 63 por ciento superior a la registrada por las demás mujeres tomadas en conjunto. Nadie era más dependiente en la España de 1991. En el polo opuesto se situaba la provincia de Almería, pues residir en ella suponía (con independencia de la edad y respecto a la pauta general de España) una *odds ratio* un 65 por ciento menor de ser soltero dependiente y un 58 por ciento menor de ser soltera dependiente. En consecuencia, el espectrograma de la *odds ratio* de la soltería y dependencia familiar residencial variaba en la escala provincial en 150 puntos para los hombres (de -58 para Almería a +63 para Soria) y en 120 puntos para las mujeres (de -65 para Almería a +83 para Soria).

En el gráfico 4 ejemplificamos como se traducían las *odds ratio* en proporciones de solteros y solteras residencialmente dependientes a escala provincial. Podemos situar de esta manera a *la referencia* (España) y a los dos polos en nuestra clasificación (las provincias de Soria y Almería).

En 1991, a los 25 años de edad, lo habitual era que 3 de cada 4 varones (75 por ciento) se encontraban célibes y residencialmente dependientes, proporción que contrastaba con la de los sorianos a la misma edad, que llegaba casi al 90 por ciento, y con la de los almerienses también a los 25 años, que alcanzó el 60 por ciento: 75, 90 y 60 son pues los porcentajes medios y extremos de la dependencia familiar del hombre de 25 años en 1991 en España. Una distancia de 30 puntos porcentuales entre los que más y los que menos autónomos eran, que se transformaba en 20 puntos porcentuales en las edades más adultas, de manera que, cercanos los 40 años, mientras que casi un 30 por ciento de los sorianos eran solteros residencialmente dependientes, un 10 por ciento de los almerienses se encontraban en tal situación. Con respecto a las mujeres, para las jóvenes almerienses su curva de dependencia estaba desplazada hacia la izquierda 3 años con

respecto a la de los jóvenes varones, es decir, los porcentajes de solteras dependientes a una edad determinada eran similares a los porcentajes de solteros dependientes 3 años mayores. A los 40 años, en Almería, se registró en 1991 un 8 por ciento de solteras dependientes (apenas tres puntos porcentuales más que para sus compañeros provinciales a la misma edad). En contraste, el desplazamiento de la curva de las sorianas respecto a los jóvenes sorianos era de 4 años y llegaba a 5 años para las mayores de 30 años, observándose en 1991 una soltería femenina dependiente a los 40 años de un 15 por ciento (para los hombres habitantes en Soria fue el doble).

Ya podemos ahora situar al resto de las provincias entre estos dos polos. En el gráfico 5 situamos a todas las provincias según su odds de dependencia relativa masculina y femenina, pudiendo de esta manera percibir la distribución de cada provincia respecto a su nivel de dependencia y establecer conjuntos con una pauta similar.

Tabla 2. Estimación de los parámetros para el cálculo de las proporciones de soltería residencialmente dependiente según edad, sexo y provincia de residencia (hombres 18 a 40 años; mujeres de 16 a 40 años).

Variables	casos	β	Sig.		casos	β	Sig.
HOMBRES				MUJERES			
Edad lineal (β_1)		-1,12	***			-1,03	***
Edad al cuadrado (β_2)		0,01	***			0,01	***
PROVINCIA DE RESIDENCIA (β_3)							
Almería	4.138	-0,65	***	Almería	4.414	-0,58	***
Gerona	4.493	-0,58	***	Gerona	4.699	-0,51	***
Baleares	6.150	-0,52	***	Baleares	6.702	-0,45	***
Santa Cruz de T.	6.926	-0,42	***	Santa Cruz de T.	7.287	-0,39	***
Murcia	9.299	-0,42	***	Tarragona	4.893	-0,37	***
Alicante	11.285	-0,40	***	Lugo	2.908	-0,33	***
Málaga	10.460	-0,36	***	Alicante	12.266	-0,29	***
Jaén	5.467	-0,33	***	Las Palmas	8.140	-0,26	***
Sevilla	14.670	-0,30	***	Castellón	4.010	-0,26	***
Pontevedra	7.559	-0,30	***	Málaga	11.538	-0,24	***
Tarragona	4.581	-0,29	***	Melilla	558	-0,24	**
Granada	6.878	-0,28	***	Murcia	10.116	-0,23	***
Huelva	3.919	-0,27	***	Huelva	4.139	-0,21	***
Las Palmas	7.655	-0,26	***	Jaén	5.777	-0,20	***
Castellón	3.739	-0,26	***	Cáceres	3.536	-0,20	***
Valencia	18.624	-0,25	***	Pontevedra	8.458	-0,17	***
Barcelona	40.252	-0,25	***	Lérida	3.043	-0,15	***
Córdoba	6.678	-0,20	***	Orense	2.706	-0,14	***
Albacete	2.948	-0,19	***	Sevilla	15.806	-0,13	***
Ceuta	664	-0,18	*	La Coruña	9.855	-0,13	***
Cáceres	3.532	-0,18	***	Ceuta	721	-0,12	ns.
Cádiz	10.093	-0,16	***	Cádiz	10.635	-0,11	***
Ciudad Real	3.979	-0,13	***	Barcelona	43.986	-0,11	***

Toledo	4.154	-0,12	***	Granada	7.503	-0,10	***
Badajoz	5.563	-0,08	**	Córdoba	7.045	-0,10	***
La Coruña	9.143	-0,07	**	Badajoz	5.725	-0,08	**
Madrid	44.304	-0,07	***	Toledo	4.259	-0,07	ns.
Orense	2.520	-0,04	ns.	Teruel	1.126	-0,06	ns.
Zaragoza	7.174	0,02	ns.	Valencia	20.066	-0,04	**
Lugo	2.861	0,03	ns.	Albacete	3.173	-0,03	ns.
Lérida	2.969	0,03	ns.	Asturias	9.823	-0,02	ns.
Asturias	9.072	0,05	ns.	Guadalajara	1.200	0,05	ns.
La Rioja	2.191	0,07	ns.	La Rioja	2.321	0,05	ns.
Melilla	554	0,12	ns.	Huesca	1.684	0,06	ns.
Guadalajara	1.256	0,13	*	Ciudad Real	4.200	0,08	*
Teruel	1.134	0,14	*	Cantabria	4.858	0,14	***
Cantabria	4.655	0,16	***	Zaragoza	7.448	0,14	***
Álava	2.474	0,18	***	León	4.509	0,15	***
León	4.424	0,19	***	Cuenca	1.643	0,18	***
Valladolid	4.377	0,22	***	Madrid	49.501	0,27	***
Cuenca	1.638	0,24	***	Álava	2.758	0,28	***
Vizcaya	10.469	0,35	***	Zamora	1.666	0,33	***
Huesca	1.703	0,36	***	Ávila	1.404	0,35	***
Navarra	4.659	0,40	***	Segovia	1.266	0,35	***
Salamanca	2.949	0,48	***	Valladolid	4.766	0,37	***
Segovia	1.307	0,49	***	Palencia	1.614	0,41	***
Guipúzcoa	6.361	0,50	***	Navarra	4.894	0,42	***
Ávila	1.404	0,55	***	Vizcaya	11.290	0,48	***
Zamora	1.741	0,60	***	Burgos	3.134	0,51	***
Palencia	1.691	0,66	***	Guipúzcoa	6.587	0,53	***
Burgos	3.178	0,72	***	Salamanca	3.083	0,55	***
Soria	764	0,83	***	Soria	739	0,63	***
Constante		20,20	***	Constante		17,3501	***
-2 Log Likelihood				-2 Log Likelihood			292.828
Ganancia				Ganancia			3.101

Fuente: elaboración a partir de la Encuesta Sociodemográfica de 1991

Significación: ***= estadísticamente significativo al 99%; ** = al 95%; *=al 90%; ns. Estadísticamente no significativo

Sólo algunos comentarios para situar a otras provincias en estos niveles de dependencia tan dispares. Acompañando a Soria en su elevada soltería residencialmente dependiente encontramos al País Vasco (con la pequeña particularidad de Álava, con una dependencia algo menor que sus compañeras regionales), Navarra y la comunidad autónoma de Castilla y León (registrando la provincia de León un nivel algo menor que el resto de la comunidad). Un segundo conjunto de alta dependencia, aunque no tan extremada, lo constituían junto con Álava y León, la provincia de Cuenca. Y la frontera que marcaba aquellas provincias en que claramente la emancipación familiar y/o residencial estaba por encima de la pauta general española la constituía Cantabria, donde sus residentes registraban unas *odds* relativas de emancipación 15 puntos

superiores a la referencia (tabla 2). En la mayoría de los casos, la pauta de emancipación respecto a la general según sexos se distinguía de manera idéntica para hombres y para mujeres, no obstante, en las provincias de Burgos, Soria, Palencia, Ávila, Zamora y Segovia la dependencia era sensiblemente mayor en los hombres que en las mujeres, de la misma forma que en Valladolid se daba el caso contrario (gráfico 5).

En el polo de menor dependencia, junto a Almería, se encontraban, en primer lugar, Gerona y las Baleares, con unas *odds* alrededor de 50 puntos porcentuales por debajo del estándar. Le seguían las Islas Canarias, con unas *odds* inferiores en 40 puntos porcentuales en Santa Cruz y 30 en Las Palmas. A este último nivel estaba la provincia de Castellón, y con 20 puntos porcentuales menos estaba Cáceres. En todas estas provincias el nivel de emancipación fue similar para hombres y mujeres (tabla2). Pero el conjunto en que los niveles de emancipación eran claramente superiores al estándar, aunque distinto entre sexos, abarcaba también a Alicante, Murcia y Málaga, que compartían unas *odds* masculinas de $-0'40$ y femeninas de $-0'30$ para las dos primeras provincias y de $-0'25$ para la tercera. Pontevedra, Huelva y Jaén estaban en una situación similar, con unas *odds ratio* de $-0'30$ para los varones y $-0'20$ para las mujeres. Con un alto grado de emancipación, pero mayor entre las mujeres que entre los hombres estaba la provincia de Tarragona ($-0'30$ para los varones y $-0'40$ para las féminas). En una segunda franja de alta emancipación la ocupaban Sevilla y Granada, con unas *odds ratio* de alrededor de $-0'30$ para los varones y de $-0'10$ para las mujeres. También estaban en este nivel las provincias de Barcelona, Córdoba, Ceuta y Cádiz.

Antes de entrar en la zona en que tanto para hombres como para mujeres los niveles de emancipación eran estándar, debemos detallar una serie de particularidades que imposibilitan situar a una provincia en uno u otro nivel a causa de la posición diferencial por sexo. Enumeraremos primero aquellos lugares donde la emancipación fue superior entre las mujeres que entre los hombres. En la provincia de Lugo, por ejemplo, el grado de dependencia residencial y familiar de la mujer era muy reducido (con una *odds ratio* de $-0'33$), mientras que en el caso del varón no se distinguía el modelo de la pauta general. También esta fue la situación detectada en otras dos provincias gallegas, Orense y la Coruña, con unas *odds ratio* de $-0'5$ para los varones y de $-0'15$ para las mujeres. Muy similares parámetros a estos últimos se registraron en la provincia de Zaragoza. Con el mismo sentido en el desequilibrio del fenómeno entre

sexos, pero un nivel de dependencia general mucho mayor estaba Huesca, con unas altísimas *odds ratio* de 0'36 para los varones, aun siendo estas indistinguibles en el caso de las mujeres. En las provincias que acabamos de citar, la *odds* de dependencia respecto a la pauta general por sexos eran claramente más pequeñas para las mujeres que para los hombres, es decir, el grado de emancipación familiar y residencial era relativamente superior entre las mujeres que entre los hombres.

En las provincias de Valencia y Albacete se observó lo contrario, con una dependencia muy baja entre los hombres (con una *odds ratio* respectivamente de -0'25 y -0'20) e indistinguible para las mujeres. En la misma línea se observó a Guadalajara y Teruel (con unas *odds* de 0'15 para los hombres y 0'5 para las mujeres) y Toledo (-0'10 y 0'08 respectivamente para hombres y mujeres). Así como en Madrid (con unas *odds* indistinguibles para los varones y una altísima dependencia de 0'27 para las mujeres).

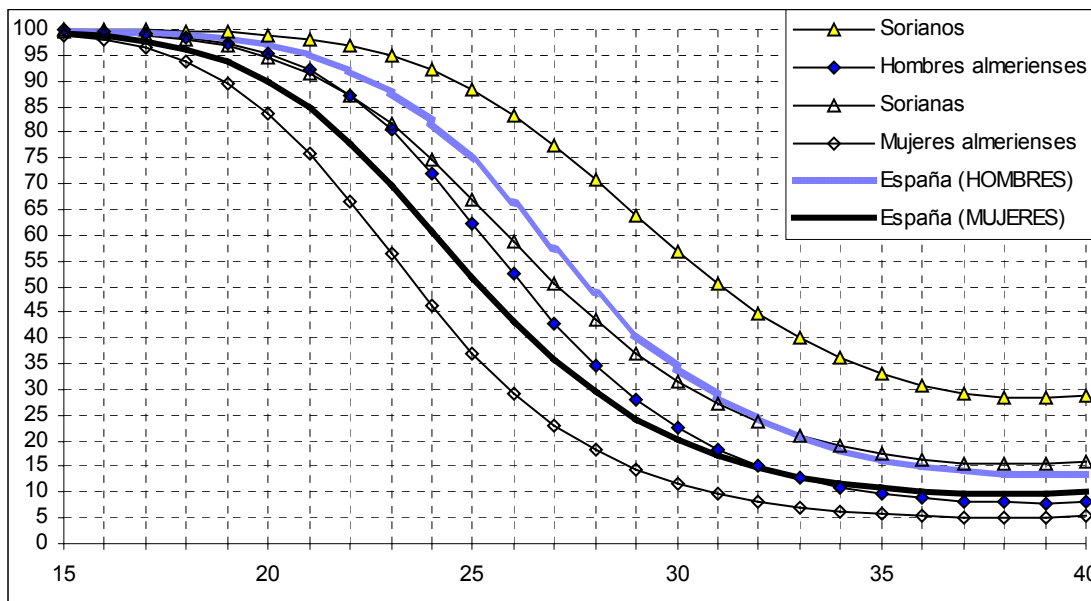
Llegamos a la amplia franja en que los niveles de dependencia siguieron la pauta establecida para el total de España. Así, con unas *odds ratios* tanto para hombres como para mujeres de -0'10 se encontraban Ciudad Real y Badajoz. Como ya hemos comentado, en Asturias y en La Rioja, el nivel de emancipación era idéntico para hombres y mujeres y seguía en ambos casos la pauta general.

Para reflejar las pautas provinciales, en los mapas que acompañan este artículo hemos dividido las provincias en tres grupos equidistantes. Los mapas 1 y 2 presentan estas agrupaciones para hombres y mujeres respectivamente. En ellos puede verse las zonas que acompañan a cada uno de los modelos de emancipación descritos: en blanco, las provincias de mayores proporciones de emancipados domiciliar y familiarmente, en negro, las de mayores proporciones de dependientes y, en gris, las de modelo similar a la pauta española. En general, reforzando lo que acabamos de comentar, distinguimos una pauta que abarca todo el litoral mediterráneo (incluyendo las Islas Baleares), Andalucía y las Islas Canarias, con un grado de dependencia muy bajo; un nivel intermedio para Galicia y la franja Cantábrica (que incluye a la provincia de León) y una diagonal que se sitúa desde Badajoz hasta Zaragoza; y un polo de alta dependencia familiar para el País Vasco y casi toda Castilla y León. Deberíamos, sin embargo, realizar una serie de acotaciones para las provincias en las que el modelo se mostraba contrapuesto para hombres y mujeres; ejemplos en este sentido los encontramos en la mayor parte de Andalucía, donde la dependencia fue mayor entre las mujeres que entre

los hombres o, por el contrario, en la provincia de Lérida, donde la dependencia fue mayor entre los hombres que entre las mujeres.

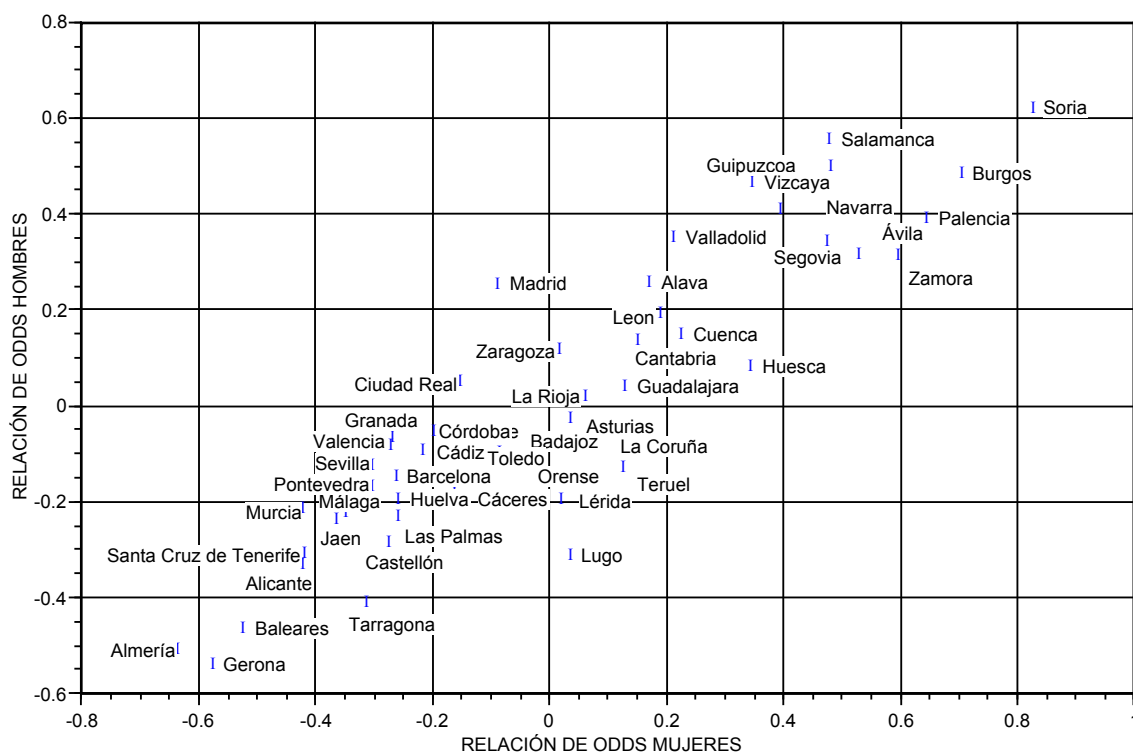
Una vez puestas al descubierto estas diferencias territoriales, iniciamos un recorrido por posibles factores explicativos que pudieran explicar estas diversas pautas. Empezaremos por el número de habitantes del municipio donde se reside, para seguir con la relación con la actividad y acabar con el nivel de instrucción.

Gráfico 4. Proporciones de nunca en pareja y residencialmente dependientes según sexo en las provincias de Soria y Almería y en España



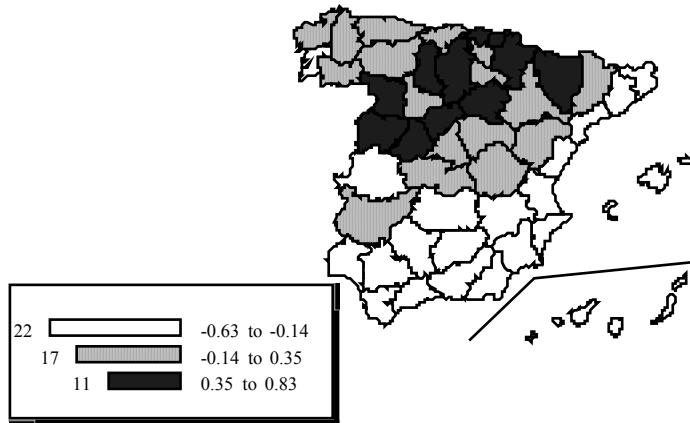
Fuente: elaboración a partir de las tablas 1 y 2

Gráfico 5. Cruce entre la relación de odds de dependencia masculina y femenina



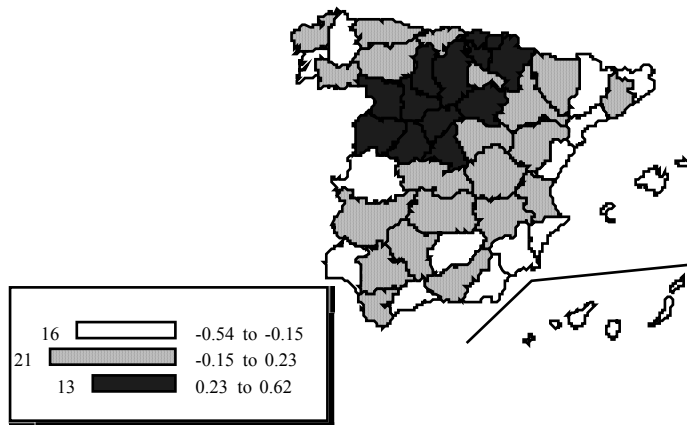
Fuente: tabla 2

Mapa 1. Hombres, niveles de dependencia familiar y residencial



Fuente: tabla 2

Mapa 2. Mujeres, niveles de dependencia familiar y residencial



Fuente: tabla 2

4. Número de habitantes del municipio

El censo contempla diecisiete categorías para el número de habitantes de los municipios, que basculan entre aquellos con menos de 100 habitantes hasta aquellos de más de 1.000.000 de habitantes; lo que nos posibilita investigar la influencia de la población del municipio donde se reside sólo con la edad como covariante (separando a hombres y mujeres). Hemos tomado a esta última categoría como referencia (con una β de 0'00), por lo que todas los demás tamaños municipales se sitúan con respecto a ella según su *odds* relativa (tabla 3). Así, podemos concluir que para los entes locales de menos de 20.000 habitantes, cuanto menor era la población de un municipio, mayor la probabilidad de estar soltero y viviendo en casa de los padres (tabla 3, gráfico 6). Pero a partir de los 20.000 habitantes en adelante, el tamaño municipal vuelve a estar directamente relacionado con la dependencia familiar y residencial, de manera que vivir

en una ciudad de más de un millón de habitantes con respecto a vivir en una de entre 75.000 y 100.000 habitantes suponía una *odds* de estar emancipado 50 puntos porcentuales menor para los varones y 70 puntos porcentuales menor para las mujeres (tabla 3, gráfico 6). Con excepción de los municipios de más de un millón de habitantes, los demás tamaños en la población del ente local afectaban en mucha menor medida a los varones que a las mujeres, con una diferencia más extensa cuanto menor fuera el tamaño municipal. Por ejemplo, residir en municipios pequeños suponía una dependencia familiar mucho mayor por parte de los y las jóvenes, pero la misma era mucho más acusada entre los hombres que entre las mujeres. Ello puede explicarse por el hecho de que, a la mayor dificultad a emanciparse de los municipios pequeños se sumaba el desequilibrio en el mercado matrimonial que, al ser la unión en pareja el principal y casi único camino en la emancipación familiar (especialmente en estos municipios con menor número de habitantes), suponía una barrera añadida en el camino de la constitución de una nueva familia o un nuevo hogar.

Vamos a observar que suponían la combinación de estas *odds* ratio de la categoría del número de habitantes del municipio y del sexo en las proporciones por edad y según sexo de ser familiarmente dependientes según el censo de 1991 en España. Lo haremos a través de las dos situaciones extremas, es decir, del nivel de dependencia en los municipios más pequeños y el estimado para los municipios de entre 10.001 y 20.000 habitantes, en donde la dependencia familiar y residencial era menor (gráfico 7). En definitiva, combinando los efectos del sexo y el tamaño municipal, la mayor dependencia se daba en los varones que residían en municipios con menos de 100 habitantes, cuyas proporciones de solteros residiendo en casa de sus padre eran en 1991 del 90 por ciento a los 26 años, del 70 por ciento a los 30 años y del 40 por ciento de los 38 a los 40 años. Estos porcentajes en el otro polo, a saber, en los municipios de entre 10.000 y 20.000 habitantes eran respectivamente del 55 por ciento, del 25 por ciento y del 8 por ciento. Este era el significado de los 2 puntos que separaban las *odds* entre una y otra categoría de el tamaño municipal para los varones: 35 puntos porcentuales para los más jóvenes y más adultos y 45 puntos en las edades intermedias.

Tabla 3. Estimación de parámetros según edad, sexo y tamaño del municipio

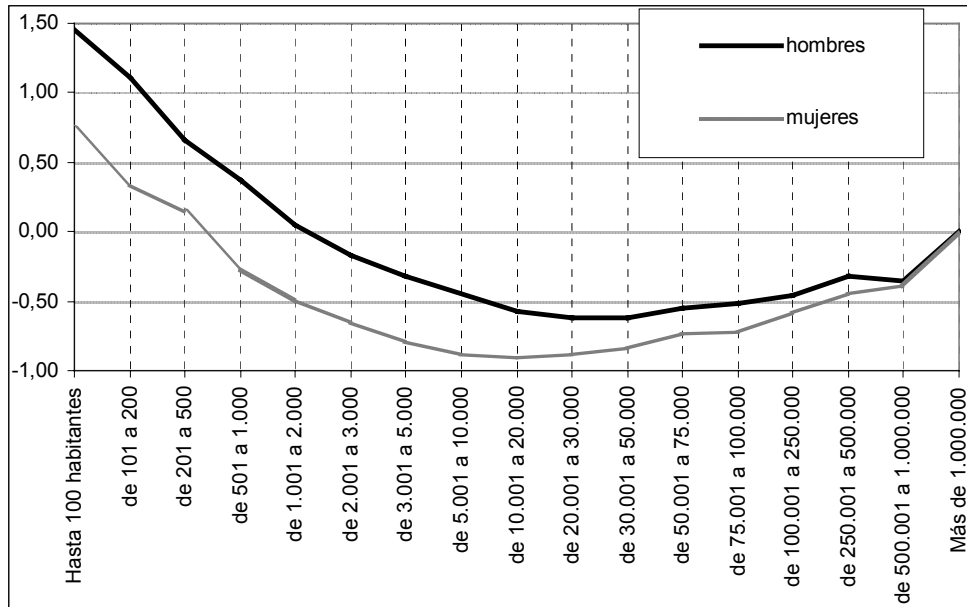
Variab les	HOMBRES			MUJERES		
	<i>Casos</i>	β	<i>Sig.</i>	<i>Casos</i>	β	<i>Sig.</i>
EDAD						

edad simple		-1,13	***		-1,03	***
edad cuadrado		0,01	***		0,01	***
TAMAÑO DEL MUNICIPIO						
Hasta 100 habitantes	332	1,46	***	240	0,74	***
de 101 a 200	1.320	1,11	***	1.010	0,34	***
de 201 a 500	4.616	0,66	***	4.040	0,14	***
de 501 a 1.000	6.669	0,38	***	6.114	-0,26	***
de 1.001 a 2.000	12.208	0,05	*	11.771	-0,49	***
de 2.001 a 3.000	11.112	-0,17	***	11.068	-0,66	***
de 3.001 a 5.000	15.410	-0,32	***	15.668	-0,79	***
de 5.001 a 10.000	30.528	-0,45	***	31.418	-0,89	***
de 10.001 a 20.000	36.882	-0,58	***	38.985	-0,91	***
de 20.001 a 30.000	25.876	-0,62	***	27.799	-0,88	***
de 30.001 a 50.000	19.542	-0,62	***	21.532	-0,84	***
de 50.001 a 75.000	21.282	-0,55	***	23.517	-0,73	***
de 75.001 a 100.000	11.170	-0,51	***	12.268	-0,72	***
de 100.001 a 250.000	44.697	-0,46	***	49.783	-0,58	***
de 250.001 a 500.000	36.961	-0,32	***	41.406	-0,45	***
de 500.001 a 1.000.000	22.696	-0,36	***	25.019	-0,39	***
Más de 1.000.000	39.377	0,00 referencia		43.840	0,00 referencia	
Constante		20,45	***		17,97	***
-2 Log Likelihood			286.187			291.632

Fuente: elaboración a partir de la Encuesta Sociodemográfica de 1991

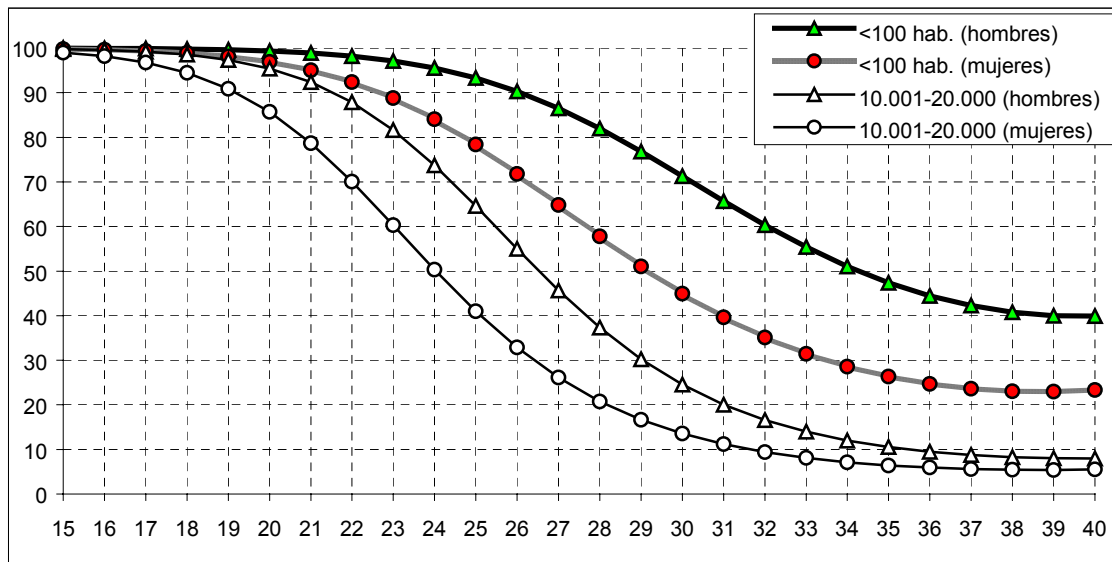
Significación: ***= estadísticamente significativo al 99%; ** = al 95%; *=al 90%; ns. Estadísticamente no significativo

Gráfico 6. Parámetros de la variable tamaño municipal (covariando con la edad), por sexos



Fuente: tabla 3

Gráfico 7. Proporciones de dependencia por edad según sexo, tamaño municipal seleccionado



Fuente: elaboración a partir de la tabla 3

El efecto de vivir en municipios muy pequeños afectaba en menor medida a las mujeres, de manera que las que residían en entes locales con menos de un centenar de habitantes estaban solteras y residiendo en casa de sus padres en un 70 por ciento a los 26 años, en

un 45 por ciento a los 30 años y en un 24 por ciento entre los 37 y los 40 años. Finalmente, la situación de menor dependencia era la de las mujeres que residían en municipios de entre 10.000 y 20.000 habitantes (gráfico 7), lo que se traducía en unas proporciones de soltería femenina residiendo en casa de sus padres del 33 por ciento a los 26 años, del 14 por ciento a los 30 años y del 5 por ciento entre los de 37 y los 40 años.

Pero esta variable pasará a continuación formar parte de un modelo general covariando con la provincia de residencia, según un modelo en que, para cada edad x ,

$$Odd = cte + x \cdot \beta_1 + x^2 \cdot \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$$

Siendo el último parámetro el que define el número de habitantes del municipio de residencia.

Por prescripción metodológica, todas las provincias deben contener cuanto menos un municipio en cada categoría, por lo que debemos realizar algunas modificaciones en esta última variable. Nos vemos así obligados a dejar de considerar a Ceuta y Melilla como provincias (pues sólo tienen en su seno a un municipio) y a reagrupar las categorías de la variable *número de habitantes* en cuatro grandes grupos, a saber, municipios de hasta 2.000 habitantes, entre 2.001 y 5.000 habitantes, entre 5.001 y 20.000 y, finalmente, municipios con más de 20.000 habitantes. La tabla 4 presenta las relaciones de *odds* de cada categoría de esta variable, tomando a los municipios mayores de 20.000 habitantes como categoría de referencia. Desvelamos que la relación que buscamos suponía que la probabilidad de que un individuo continuara residiendo con su padre y/o madre y no conviviese con una pareja (independientemente de la edad) era menor cuanto mayor era el número de habitantes que residía en su municipio (tanto para hombres como para mujeres), relación que se rompía para los municipios más grandes, pues vivir en un municipio de más de 20.000 habitantes suponía una *odd* de estar soltero y vivir con los padres superior a la estimada para los que vivían en municipios intermedios de entre 5.001 y 20.000 habitantes. Así queda indicado, por ejemplo, por una *odd* de los varones residentes en entes locales de entre 5.001 y 20.000 habitantes de -0'13 en relación con los que residían en municipios de más de 20.000 habitantes, siendo este parámetro para las mujeres de -0'39.

Pero de donde más información vamos a extraer es al añadir esta última variable al modelo que habíamos construido hasta el momento. Así, por ejemplo, de la covariación

del tamaño municipal y la provincia se evidencia que en algunos casos la primera variable era la explicación de las proporciones de soltería dependiente halladas entre los varones (tabla 5). De hecho, en el triángulo formado por las provincias de Teruel, Cuenca y Guadalajara, la diferencia en la soltería masculina respecto a la pauta general podía explicarse en su totalidad por la relativamente *poca población* de sus municipios, pues una vez esta variable ha sido introducida los antiguos altos parámetros de dependencia masculina (en relación al total de España) que detentaban al principio *desaparecen* (tabla 5). En definitiva, el bajo número en el número de habitantes *explicaba* en parte para Teruel, Cuenca y Guadalajara su reducido nivel de emancipación masculina. La misma causa podía establecerse para la franja formada por Segovia, Ávila y Zamora, lugares en que la mitad de su alta soltería masculina estaba *asociada* al tipo de hábitat en donde residían sus varones (tabla 5). También las castellanas Soria, Salamanca y Palencia hubieran tenido un nivel de dependencia menor al realmente registrado (con una *odds ratio* 10 puntos porcentuales más pequeña) de no ser por su estructura de pueblos de poca población. En la Galicia más occidental, en Canarias y en Murcia el sentido de la influencia del tamaño municipal era el opuesto, es decir, la dinámica de residir en municipios grandes se encontraba en la base de su baja proporción de solteros dependientes.

Pero para estas últimas provincias existían otras variables incluso más importantes que el tamaño del municipio que presionaban sobre su nivel de soltería familiarmente dependiente y que deberemos descubrir más adelante. En este último caso se encontraban también el resto de las provincias y también era para las mujeres, de ahí que no comentemos nada con respecto al tamaño municipal como variable explicativa de los niveles de dependencia femenina en España en 1991.

Tabla 4. *Relación de odds* de la variable número de habitantes del municipio

Variables	HOMBRES			MUJERES		
	Casos	β	Sig.	Casos	β	Sig.
EDAD						
edad simple		-1,12	***	-1,02		***
edad cuadrado		0,01	***	0,01		***
TAMAÑO DEL MUNICIPIO						***
hasta 2.000	25.145	0,71	***	23.175	0,24	***
Habitantes						
de 2.001 a 5.000	26.522	0,13	***	26.736	-0,23	***
de 5.001 a 20.000	67.410	-0,13	***	70.403	-0,39	***
más de 20.000	221.601	0,00	referencia	245.164	0,00	referencia
Constante		19,94	***	17,28		***
<i>-2 Log Likelihood</i>			287.938			294.504

Fuente: elaboración a partir de la Encuesta Sociodemográfica de 1991

Significación: ***= estadísticamente significativo al 99%; ** = al 95%; *=al 90%; ns. Estadísticamente no significativo

Tabla 5. Diferencias más significativas en el parámetro provincial una vez incorporado el tamaño municipal, hombres

	Covariando sólo con la edad		Covariando también con el tamaño municipal		Cambio
	β	Sig.	β	Sig.	
Zamora	0,60	***	0,36	***	-0,24
Ávila	0,55	***	0,37	***	-0,19
Cuenca	0,24	***	0,06	ns.	-0,18
Teruel	0,14	*	-0,04	ns.	-0,18
Segovia	0,49	***	0,32	***	-0,17
Guadalajara	0,13	*	0,00	ns.	-0,13
Soria	0,83	***	0,71	***	-0,13
Salamanca	0,48	***	0,36	***	-0,12
Palencia	0,66	***	0,56	***	-0,11
Cáceres	-0,18	***	-0,28	***	-0,11
Las Palmas	-0,26	***	-0,16	***	0,11
Murcia	-0,42	***	-0,31	***	0,11
Santa Cruz de T.	-0,42	***	-0,31	***	0,11
Pontevedra	-0,30	***	-0,18	***	0,12
La Coruña	-0,07	**	0,05	*	0,13

Fuente: tablas 17 y 18

5. Situación de actividad

Para empezar, trabajaremos con siete categorías para la variable de actividad (con una suplementaria para los varones), que surgirán de la relación con la actividad principal

provista por el fichero de microdatos del censo de hogares de 1991. Las categorías de actividad serán las siguientes: a) ocupado u ocupada (que utilizaremos como categoría de referencia), b) en paro, buscando el primer empleo, c) en paro, habiendo trabajado antes, d) pensionista o con incapacidad para trabajar, e) estudiante, f) con dedicación principal a la economía doméstica, g) realizando el servicio militar (sólo para los varones) y, finalmente, h) otra situación.

El hecho de estar ocupado u ocupada afectó de manera muy similar a hombres y mujeres, tal y como comprobamos en el gráfico 8, donde hemos representado la proporción de ocupados y ocupadas que estaban residiendo en casa de su familia de procedencia y nunca habían convivido maritalmente según el modelo estimado con los microdatos del censo de 1991 (tabla 6). En general, observamos que hasta los 25 años las proporciones de mujeres empleadas no emancipadas ni familiar ni domiciliarmente son idénticas a los varones ocupados con un año más de edad, coincidiendo a los 29 años hombres y mujeres en un 30 por ciento de dependientes, y siendo similares los niveles entre las mujeres de 36-40 años (un 12 por ciento) y entre los hombres de entre 38 y 40 años (un 10 por ciento). Comprobamos que la ocupación no conducía irremediabilmente a la emancipación, pues que, por ejemplo, más de un 50 por ciento de los ocupados de entre 18 y 25 años seguían viviendo en casa de sus padres en estado de soltería. Sin embargo, debemos destacar que únicamente un 10 por ciento de las mujeres y un 7 por ciento de los varones entre 35 y 40 años estaban ocupados y residían aun célibes en casa de la familia de procedencia. Por supuesto, sería necesario investigar a qué tipo de ocupación nos estamos refiriendo, es decir, qué tipo de empleo y salario tenían estos jóvenes trabajadores.

Basándonos en esta similitud en las proporciones de dependencia de ocupados y ocupadas podemos interpretar la tabla 6, que ofrece las *odds ratio* de solteros y solteras dependientes respecto a la categoría de ocupados según su relación con la actividad y sexo. En los casos en que se ha detectado alguna interacción de la relación de actividad con la edad (para los estudiantes de ambos sexos y para los varones haciendo la mili y las mujeres jubiladas), no se pueden leer las *odds* directamente, por ello se han representado las proporciones elaboradas a partir de estos en los gráficos 9 y 10, para hombres y mujeres respectivamente.

Tabla 6. *Relación de odds* de la variable situación de actividad

	HOMBRES	MUJERES
--	---------	---------

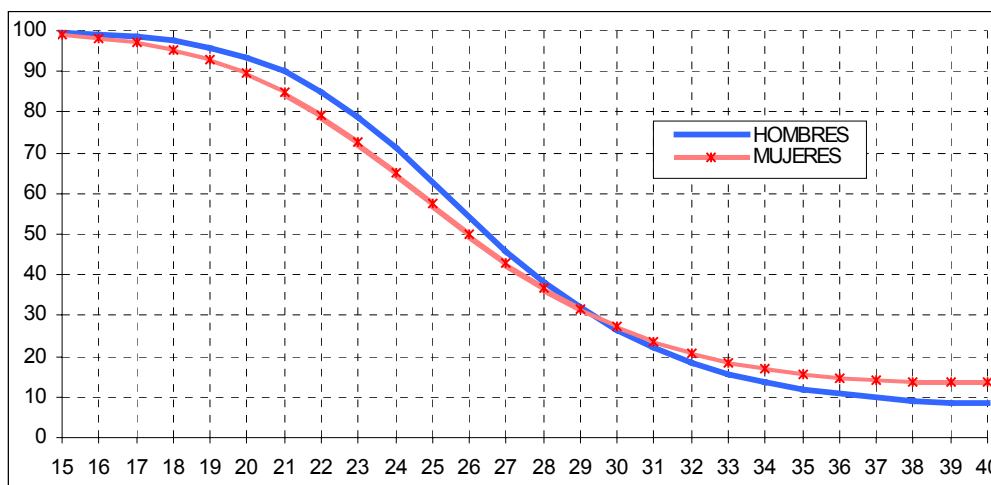
Variables	Casos	β	Sig		Casos	β	Sig
EDAD							
simple		-0,95	***			-0,88	***
cuadrado		0,01	***			0,01	***
SITUACIÓN DE ACTIVIDAD							
Ocupado/a	236.405	0,00	***		129.091	0,00	***
Paro/no trabajó	15.267	1,83	***		23.721	0,74	***
Paro/trabajó	34.023	0,54	***		35.230	-0,52	***
Jubilado/Incap.	5.711	1,79	***				
Hogar	585	-0,65	***		103.687	-2,31	***
Otra	1.680	1,14	***		1.064	1,27	***
Mili	10.221	-12,70	***	Jubilada	3.484	-8,64	***
Mili*edad		1,18	***	Jubilada*edad		0,58	***
Mili*edad ²		-0,02	***	Jubilada*edad ²		-0,01	***
Estudiante	36.786	-4,60	***		68.643	0,67	ns.
Estudiante*edad		0,48	***			0,14	***
Estudiante*edad ²		-0,01	***			0,00	***
Constante		16,97	***			15,26	***
-2 Log Likelihood							
			276.061				246.822

Fuente: elaboración a partir de la Encuesta Sociodemográfica de 1991

Significación: ***= estadísticamente significativo al 99%; ** = al 95%; *=al 90%; ns. Estadísticamente no significativo

Vemos así que en 1991 aunque el paro de los activos y las activas que nunca habían estado ocupados u ocupadas afectaba negativamente a la emancipación familiar y/o residencial, la búsqueda de un primer trabajo constituía una barrera más difícil de franquear para los hombres que para las mujeres. De hecho, mientras que estar en esta situación suponía para los varones una *odd* de ser dependiente casi 2 veces superiores a la categoría de referencia (con una *odds ratio* de 1'83), para las mujeres era 75 puntos porcentuales más elevada (tabla 6). Así, a una edad determinada, los varones parados que nunca antes habían tenido empleo, registraron unas proporciones de dependencia 40 puntos porcentuales por encima de los ocupados, distancia que era de 20 puntos porcentuales para las mujeres. En consecuencia, al ser los niveles de dependencia entre ocupados y ocupadas muy similares, concluimos que la dependencia entre los parados que nunca habían tenido empleo era 20 puntos porcentuales mayor entre los hombres que entre las mujeres. Es manifiesto el efecto distintivo de esta categoría de actividad según género.

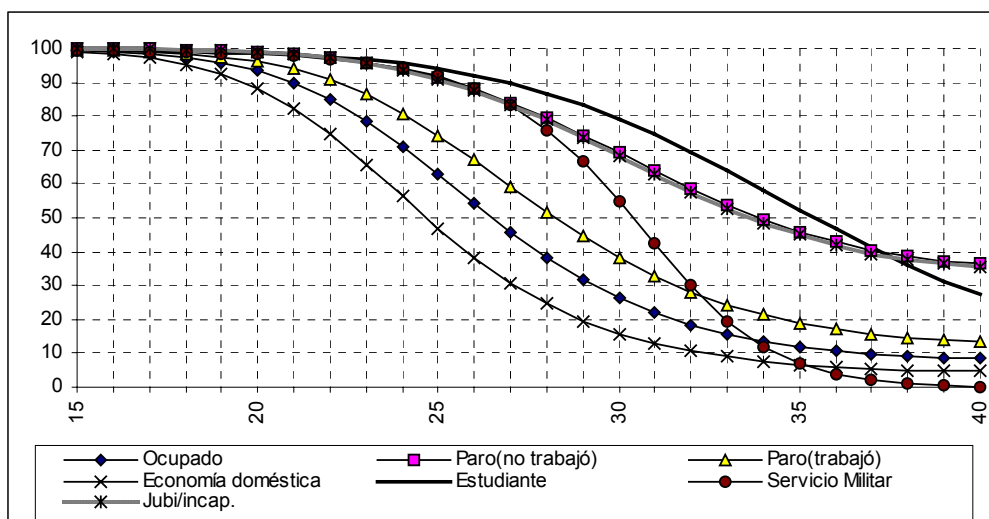
Gráfico 8. Proporción por edad de ocupados solteros y ocupadas solteras viviendo en casa de su padre y/o madre en 1991



Fuente: elaboración a partir de los parámetros tabla 7

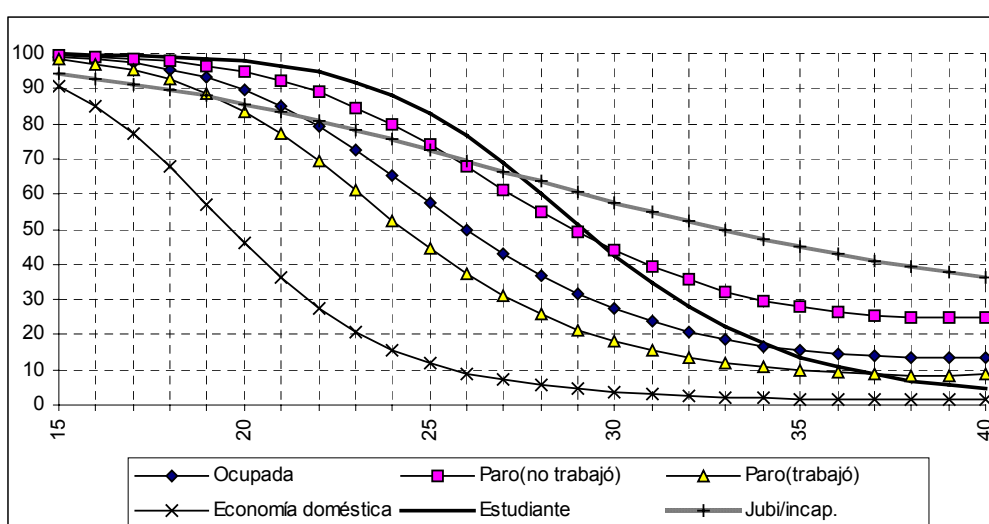
Complementariamente, observamos que si la situación era de paro pero se había trabajado con anterioridad, se daba una intensidad diferencial similar para hombres y mujeres pero en sentido inverso: la *odd* relativa de dependencia masculina era de 0'54 y la femenina de 0'52 (tabla 6), lo que se traducía en que, para una determinada edad, mientras que la soltería familiarmente dependiente de los varones parados (independientemente de si habían tenido o no un empleo previo) era un 10 por ciento **superior** a la de los ocupados (gráfico 9), la de las fémimas paradas que habían trabajado con anterioridad era un 10 por ciento **inferior** a la de las ocupadas (gráfico 10). En definitiva, la distancia entre las proporciones de parados alguna vez ocupados y las de paradas alguna vez ocupadas era de 20 puntos porcentuales; y mientras que entre los varones el paro suponía siempre un nivel de dependencia más acusado, entre las mujeres sólo el paro de las que nunca habían tenido empleo implicaba este efecto, por el contrario, las paradas alguna vez ocupadas tenían un nivel de dependencia inferior a las que tenían trabajo.

Gráfico 9. Proporciones de solteros dependientes por edad según actividad



Fuente: elaboración a partir de los parámetros tabla 7

Gráfico 10. Proportiones de solteras dependientes por edad según actividad.



Fuente: elaboración a partir de los parámetros tabla 7

Para ambos sexos, el dedicarse a la economía doméstica aparece como la actividad más favorable a la emancipación de la familia de procedencia, aunque muy especialmente entre las mujeres. Las *odds ratio* de dependencia para esta categoría era de $-0'65$ y de $-2'31$ respectivamente para hombres y mujeres (tabla 6). Entre las mujeres, si se estaba dedicada primordialmente a ser ama de casa, existía una relación inversa casi lineal entre la edad y dependencia de la familia de procedencia. Así, las proporciones de mujeres dependientes amas de casa en 1991 eran de un 70 por ciento a los 18 años, de un 55 por ciento a los 19 años, de un 45 por ciento a los 20 años y así descendían al mismo ritmo hasta que a los 25 años eran de un 10 por ciento y casi nulas más allá de los 30 años. Pero también entre los hombres se observa esta relación lineal (gráfico 9).

Sólo nos queda por comentar las situaciones de actividad para las que es necesario considerar la interacción con la edad, pues mantuvieron una pauta por edad distinta a la comentada hasta el momento; nos referimos a los y las jubiladas e incapacitados para trabajar y los que se encontraban realizando el servicio militar. Los pensionistas e incapacitados para trabajar en las edades consideradas son muy minoritarios, y no precisa de comentario. En cuanto al servicio militar, aparece como más importante la edad que esta específica situación de actividad: la dependencia es alta si la mili se realizaba antes de los 25 años y descendía muy bruscamente con la edad si se tenía más de 25 años. Podemos suponer, no obstante, que eran muchos los reclutas censados en casa de sus padres, aunque en realidad podían estar residiendo en otro lugar como, por ejemplo, un cuartel militar. También era probable que los estudiantes permanecieran empadronados en casa de sus padres aun residiendo fundamentalmente en una residencia independiente (cuanto menos de lunes a viernes); teniéndolo en cuenta, cabe destacar que los estudiantes eran los más dependientes entre los hombres (gráfico 9) y las estudiantes sólo eran superadas por las jubiladas pasados los 27 años y las paradas en busca de un primer empleo mayores de 30 años (gráfico 10).

También aquí vamos a contraponer los parámetros provinciales primigenios con los obtenidos al considerar como covariable la situación de actividad (véanse la diferencias provinciales al respecto en las tablas 15 y 16 respectivamente para hombres y mujeres), con objeto de analizar el papel jugado por este último factor en las provincias ¿Qué hubiera sucedido si la estructura de actividad de las diferentes provincias no hubiese sido la que realmente fue sino una estándar correspondiente a la general en España? En general, mientras que los parámetros provinciales hubiesen variado poco respecto a los varones (tabla 7), entre las mujeres son numerosas las provincias que sitúan en esta variable el factor clave en la explicación de su nivel de dependencia familiar (tabla 8).

Tabla 7. Diferencias más significativas en el parámetro provincial una vez incorporado la situación de actividad, hombres

	sin actividad	con actividad	Cambio
Gerona	-0,58 ***	-0,50 ***	0,08
Tarragona	-0,29 ***	-0,22 ***	0,07
Castellón	-0,26 ***	-0,16 ***	0,10
Toledo	-0,12 ***	-0,03 ***	0,09
Lérida	0,03 ns.	0,11 ***	0,08

La Rioja	0,07	ns.	0,15	***	0,08
Teruel	0,14	*	0,25	***	0,11
Guadalajara	0,13	*	0,20	***	0,07
Huesca	0,36	***	0,45	**	0,09
Navarra	0,40	***	0,47	***	0,07
Segovia	0,49	***	0,57	***	0,07
Cádiz	-0,16	***	-0,28	***	-0,12
Las Palmas	-0,26	***	-0,38	***	-0,12
Granada	-0,28	***	-0,41	***	-0,13
Sevilla	-0,30	***	-0,37	***	-0,07
Santa Cruz de Tenerife	-0,42	***	-0,55	***	-0,13

Fuente: tabla 17

Las Islas Canarias y el área andaluza compuesta por Sevilla, Cádiz y Granada que registraron unos niveles muy reducidos de soltería masculina familiarmente dependiente, los hubiesen tenido incluso algo menores de no estar afectados de manera tan acuciante por el paro (tabla 7). Por otro lado, Teruel y Guadalajara, con niveles de dependencia moderados, tenían una estructura de actividad *favorable* a la emancipación, pues de haber experimentado una estructura de actividad estándar, su dependencia hubiese sido mayor (tabla 7). El mismo caso se dio en provincias con un nivel de dependencia promedio (Lérida y La Rioja), bajo (Toledo) o bastante bajo (Castellón y Tarragona), o en provincias de muy alta dependencia como Huesca, Navarra y Segovia.

Pero, como decíamos, la situación de actividad entre las mujeres tenía una mucho mayor fuerza explicativa que la masculina. Debemos recordar, sin embargo, que si una emancipación femenina débil se encuentra relacionada con unas bajas proporciones de mujeres dedicadas a la economía doméstica es debido a la fuerte implantación del modelo económico-doméstico de división de roles respecto a la actividad. Y muy probablemente esto subyacía en las provincias de altísimas proporciones de soltería femenina residencialmente dependiente de Soria, Burgos, Segovia, Valladolid, Guipúzcoa, Vizcaya y Navarra. De manera paradigmática en Madrid y en Álava, la práctica totalidad de sus relativamente altas *odds* de soltería femenina residencialmente dependiente podían asociarse a esta falta de modelo de emancipación alternativa al matrimonio tradicional (tabla 8). Pueden también especularse en el sentido de que en el caso de haber avanzado hacia un modelo de familia igualitaria frente al modelo de familia complementaria (Cabré, 1994) los niveles de emancipación hubiesen sido

sensiblemente mayores. Tal hubiese sido el caso, de aceptarse esta hipótesis, en toda el área que conforman Navarra, el País Vasco, la zona este de la Comunidad Autónoma de Castilla y León, Zaragoza y Madrid.

Las provincias de Valencia y Asturias mostraron en 1991 unas proporciones de soltería femenina familiarmente dependiente muy similares al estándar *a pesar de* su estructura de actividad algo desfavorable a la emancipación. El mismo caso fue el de Guadalajara y la Rioja (tabla 8). De hecho, estas dos últimas provincias reflejaban fielmente la referencia que hemos tomado en este análisis, pues mostraron tanto una estructura de actividad femenina como unas proporciones de celibato femenino familiarmente dependiente muy similares a las generales.

Tabla 8. Diferencias más significativas en el parámetro provincial una vez incorporado la situación de actividad, mujeres

	sin actividad		con actividad		Cambio
Ávila	0,35	***	0,46	***	0,12
Cuenca	0,18	***	0,50	***	0,32
Ciudad Real	0,08	*	0,49	***	0,41
Albacete	-0,03	ns.	0,17	***	0,19
Toledo	-0,07	ns.	0,17	***	0,24
Badajoz	-0,08	**	0,24	***	0,31
Cádiz	-0,11	***	0,17	***	0,28
Jaén	-0,20	***	0,06	ns.	0,26
Huelva	-0,21	***	-0,07	ns.	0,14
Cáceres	-0,20	***	-0,09	*	0,11
Murcia	-0,23	***	-0,14	***	0,09
Almería	-0,58	***	-0,47	***	0,11
Córdoba	-0,10	***	-0,03	ns.	0,08
Baleares	-0,45	***	-0,55	***	-0,10
Gerona	-0,51	***	-0,71	***	-0,19
Tarragona	-0,37	***	-0,48	***	-0,11
Lérida	-0,15	***	-0,28	***	-0,14
Barcelona	-0,11	***	-0,34	***	-0,23
Guadalajara	0,05	ns.	-0,03	ns.	-0,08
La Rioja	0,05	ns.	-0,04	ns.	-0,10
ESPAÑA			REFERENCIA		
Valencia	-0,04	**	-0,15	***	-0,11
Asturias	-0,02	ns.	-0,14	***	-0,12
Zaragoza	0,14	***	-0,06	*	-0,20
Madrid	0,27	***	0,05	***	-0,22
Álava	0,28	***	0,03	ns.	-0,25
Valladolid	0,37	***	0,28	***	-0,09
Segovia	0,35	***	0,26	***	-0,09
Navarra	0,42	***	0,24	***	-0,18
Vizcaya	0,48	***	0,24	***	-0,24
Guipúzcoa	0,53	***	0,27	***	-0,27
Burgos	0,51	***	0,35	***	-0,16
Soria	0,63	***	0,41	***	-0,21

Fuente: tabla 18

El conjunto catalano-balear mostró unos niveles dispares de emancipación femenina (aunque siempre fue relativamente alto), pero compartió la causa que subyacía a los mismos. Así, mientras que en Lérida y Barcelona registraron unas odds relativas en

dependencia de $-0'15$, Tarragona la tuvo de $-0'40$ y Gerona y Baleares de $-0'50$. Al introducir la situación de actividad de la mujer como covariante en nuestro modelo, el parámetro debido a la provincia de residencia disminuyó entre 10 y 20 puntos, es decir, la estructura de actividad femenina era desfavorable a los niveles de dependencia, pues de tener una estructura de actividad estándar y no la suya las cotas de dependencia hubieran sido mucho menores de las que fueron ¿En qué se diferenciaron Cataluña y las Baleares en referencia a España respecto a su estructura de actividad femenina? En Barcelona y Gerona un 50 por ciento de las mujeres de entre 16 y 40 años estaban trabajando fuera de casa (frente al 35 por ciento de España) y las dedicadas a la economía doméstica eran *sólo* un 20 por ciento (frente al 30 por ciento de España). Y fue precisamente en estas dos provincias donde la actividad femenina *afectó más negativamente* a sus niveles de emancipación de la familia de procedencia, es decir, las proporciones de solteras residencialmente dependientes hubieran sido significativamente menores de no tener tal nivel de ocupación femenina. Una hipótesis que podemos ofrecer es que los altos niveles de emancipación femenina de Barcelona y, muy en especial, de Gerona eran debidos en gran parte a no haber conseguido resolver el conflicto entre una actividad femenina y matrimonio, a causa de un modelo matrimonial aun basado en la separación de roles según género (en el sentido expuesto por McDonald, 1997). También en Lérida tenemos una situación similar, aunque la estructura de actividad no fue distinta al estándar (las leridanas se distribuyeron en la mitad entre las activas y las inactivas), entre las activas el paro femenino era sensiblemente menor en Lérida que en España; hecho que *contribuyó* a que la dependencia familiar femenina en Lérida fuera más acusado, pues los niveles de emancipación de las desempleadas eran mucho menores que el de las ocupadas.

En el otro polo tenemos a las provincias que *gracias* a su estructura de actividad femenina experimentaron unas proporciones de soltería dependiente reducidas. En estas provincias no había contradicción entre el modelo de actividad femenino y el modelo de emancipación familiar. Los casos más paradigmáticos los conforman Ciudad Real y Cuenca, cuyas *odds ratio* de $0'08$ y $0'18$ respectivamente hubiesen sido en ambos casos de $0'50$ de no haber detentado una relativamente alta proporción de mujeres entre 16 y 40 años dedicadas de manera fundamental a la economía doméstica (40 por ciento). Idéntica razón cabía buscar a las proporciones de soltería femenina familiarmente dependientes detectadas en Badajoz, Cádiz, Toledo y Albacete. Si Jaén, Huelva, Cáceres y Murcia, no hubiesen tenido su estructura de actividad femenina en el año

1991, sus proporciones de emancipadas familiarmente hubiesen sido como en el estándar (tabla 8); pero no lo fueron, pues experimentaron unas *odd ratio* de $-0'20$, es decir, su nivel de dependencia fue relativamente bajo; en conclusión, su estructura de actividad *favoreció* de manera contundente al grado de dependencia femenina. La provincia de Ávila presentó un grado de dependencia familiar alta (con una *odd* de $0'35$), pero si no llega a ser por sus moderadamente elevadas proporciones de mujeres dedicadas fundamentalmente a la economía doméstica (5 puntos porcentuales por encima del general) su nivel de dependencia hubiese sido bastante superior (tabla 8).

Destacar finalmente que parte del altísimo grado de emancipación familiar de las mujeres entre 16 y 40 años de Almería se debía a la estructura de actividad de esta provincia; remarcar, no obstante, que *sólo* en una pequeña parte, que podemos cuantificar en 10 puntos porcentuales, pocos respecto a los 60 por los que destacó Almería.

6. Nivel de instrucción

Nuestra última variable censal será la educativa, que extraeremos directamente de la muestra de hogares del censo de 1991 a través de la variable Estudios realizados (Nivel de Instrucción), que posee las siguientes categorías: a) no sabe leer ni escribir; b) sin estudios; c) estudios primarios o 5 cursos aprobados de EGB o equivalentes; d) Bachiller Elemental, Graduado Escolar, EGB completa o equivalentes; e) Formación Profesional 1^{er} grado u Oficialía Industrial; f) Formación Profesional 2^o grado u Maestría Industrial; g) Bachiller Superior o BUP; h) otras titulaciones medias; i) Arquitecto, Ingeniero Técnico o Diplomado (aprobado completo 3^{er} curso) de Escuelas Técnicas Superiores; j) Diplomado de Escuelas Universitarias o Diplomado (aprobado completo 3^{er} curso) de Facultades y Colegios Universitarios; k) Arquitecto o Ingeniero Superior; l) Licenciado Universitario; m) titulaciones de Estudios Superiores no universitarios; n) Doctorado y; o) titulaciones de Estudios de Postgrado o Especialización para Licenciados.

Tras esta variable habremos terminado por lo que respecta a la presentación de las variables independientes que utilizaremos. Ante todo, debemos examinar si subyace en nuestros datos una interacción entre el nivel de instrucción y la edad, es decir, si a cada nivel educativo le corresponde un calendario específico. Surgen así tres grupos de niveles educativos que compartieron un calendario singular frente a los demás, a saber,

A) los y las que no alcanzaron ninguna cota de estudios formales, B) los y las que consiguieron una educación primaria (aunque fuera incompleta) o una educación media y C) los y las que se *destacaron* por llegar a un nivel de instrucción superior. Vamos a analizar cada uno de estos subgrupos por separado.

Tabla 9. Modelo descriptivo de la soltería dependiente. Analfabetismo y sin estudios

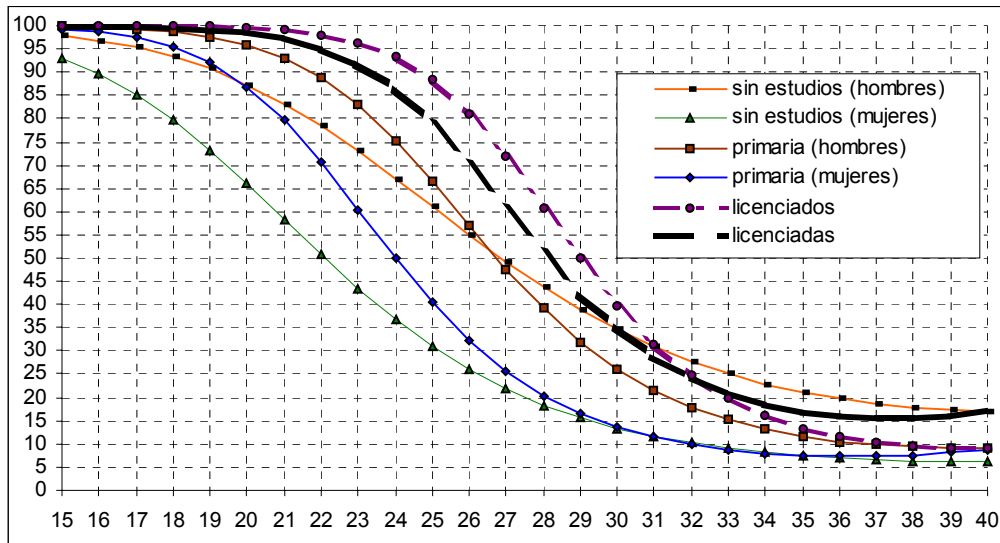
	HOMBRES		MUJERES	
	Parámetro	sig.	Parámetro	sig.
Constante	13,23	***	12,09	***
Variables				
<i>Edad</i>				
simple	-0,66	***	-0,67	***
cuadrado	0,01	***	0,01	***
<i>Nivel de instrucción</i>				
Analfabeto/a	0,00	ref.	0,00	ref.
Sin estudios	-1,29	***	-1,39	***

Significación: '***' error<0'01 '**' error<0'05 '*' error<0'10 'ns.' no significativo

Fuente: elaboración propia a partir de la muestra del censo de 1991

La tabla 9 compara el analfabetismo con la carencia de estudios formales, para concluir que la soltería residencialmente dependiente para este último nivel educativo era en 1991 1'3 veces inferior a la del analfabetismo entre los hombres y 1'4 veces entre las mujeres. No obstante, como podemos comprobar en el gráfico 11, donde hemos representado las proporciones de solteros y solteras que convivían con su padre y/o con su madre por edad según ciertos niveles de instrucción, estos indicadores eran para los y las carentes de estudios formales muy contrastados según género, pues la soltería dependiente femenina era mucho menor que la masculina para este nivel de instrucción (con una diferencia de entre 25 y 30 puntos porcentuales para una edad dada). En consecuencia, el analfabetismo también suponía un nivel de dependencia mucho menor entre las mujeres que entre los hombres. En conclusión, el ser analfabeto o no tener estudios estaba relacionado con una emancipación familiar y/o residencia intensa y temprana, pero muy especialmente entre las mujeres.

Gráfico 11. Proporciones de solteros y solteras según ciertos niveles de estudios



Fuente: elaboración a partir de las tablas 3,4 y 5

Pasamos al siguiente nivel educativo, a saber, al compuesto por los estudios primarios y medios. En la tabla 10 se comparan considerando a la primaria incompleta como categoría de referencia. Bien pudiera ser que, de nuevo, esta línea base disintiera según el sexo considerado, pero captamos a través del gráfico 11 que para el caso de los estudios primarios la distancia entre las proporciones de solteros y las de solteras dependientes puede achacarse a la edad o calendario, es decir, estos porcentajes se separan entre sí los 2 o 3 años en que se distanciaba en 1991 la emancipación de los hombres y la de las mujeres.

Por otro lado –como ya hemos anotado– la educación primaria (aunque fuera incompleta) y los estudios medios suponían una pauta por edad distinta a los otros niveles de instrucción. Una mujer menor de 30 años tenía una mayor probabilidad de ser soltera y estar viviendo en casa de sus padres si no tenía estudios que si había finalizado la primaria; pero entre los 30 y los 40 años ambas proporciones eran idénticas (gráfico 11). Para los varones, la frontera eran los 27 años: el tener menor de 27 años suponía una mayor soltería familiarmente dependiente entre aquellos con educación primaria que entre los sin estudios, en contraste, para los mayores de 27 año, haber alcanzado una educación primaria suponía una probabilidad menor de ser soltero y residir en casa de los padres que no tener estudios.

Tabla 10. Modelo de la soltería dependiente. Estudios primarios y medios

	HOMBRES		MUJERES	
	Parámetro	sig.	Parámetro	sig.

Constante	20,34	***	18,71	***
Variables				
<i>Edad</i>				
Simple	-1,16	***	-1,19	***
cuadrado	0,01	***	0,02	***
<i>Nivel de instrucción</i>				
Primaria incompleta	0,00	ref.	0,00	ref.
Primaria completa	0,08	***	0,45	***
FP 1	0,06	***	0,72	***
FP 2	0,28	***	1,22	***
Bachillerato	0,54	***	1,31	***
Otra secundaria	0,20	***	1,27	***

Significación: '***' error<0'01 '***' error<0'05 '*' error<0'10 'ns.' no significativo

Fuente: elaboración propia a partir de la muestra de hogares del censo de 1991

De hecho, la inmensa mayoría de la población poseía algún tipo de estudios, aunque fuera una primaria incompleta. En este rango educativo de la educación primaria (aunque parcial) y estudios medios, a mayor nivel de instrucción mayores proporciones de soltería residencialmente dependiente (tabla 10), tanto entre los hombres como entre las mujeres. Añadiendo lo descubierto para el analfabetismo y la falta de estudios, esta máxima se cumple para todos los niveles de instrucción, al menos hasta el grado de estudios medios.

Pasamos al siguiente nivel de instrucción, con objeto de investigar la relación entre educación superior y emancipación según el censo de 1991. Debemos anotar que para alcanzar estos niveles educativos superiores hay que tener cierta edad, y en ello estriba fundamentalmente su particular calendario sobre los niveles de instrucción anteriores. El gráfico 11 no recoge el hecho de que no hay caso de universitarios con menos de 22 años, ni de personas con un nivel mayor a éste con menos de 25 años. Por este motivo, a partir de ahora construiremos el modelo final considerando únicamente a los que tenían como mínimo 25 años (lo que nos permitirá analizar los niveles de instrucción más elevados), manteniendo el máximo de los 40 años, con el que estábamos trabajando.

Tabla 11. Modelo descriptivo de la soltería dependiente. Estudios superiores.

	HOMBRES		MUJERES	
Constante	Parámetro	sig.	Parámetro	sig.
	28,89	***	25,46	***
<i>Edad</i>				
simple	-1,58	***	-1,47	***

cuadrado	0,02	***	0,02	***
<i>Nivel de instrucción</i>				
Arquitectura/ingeniería técnica	0,00	ref.	0,00	ref.
Diplomatura	-0,06	***	-0,01	ns
Arquitectura/ingeniería	0,11	***	0,51	***
Licenciatura	0,18	***	0,40	***
Superior no universitario	-0,40	***	0,06	***
Doctorado	-0,12	***	0,52	***
Postgrado	-0,53	***	0,11	***

Significación: '***' error<0'01 '**' error<0'05 '*' error<0'10 'ns.' no significativo

Fuente: elaboración propia a partir de la muestra de hogares del censo de 1991

Si comparamos la situación de los y las que habían acabado una carrera universitaria con aquellos y aquellas que tenían como máximo estudios primarios (gráfico 11) nos sorprende la substancial diferencia entre hombres y mujeres. Podemos asumir que entre las proporciones de solteros residencialmente dependientes con estudios primarios y las que detentaban los licenciados universitarios mediaba sólo una cuestión de calendario (como si estos últimos se emanciparan 3 años más tarde, pero no en menor medida). Por el contrario, para las mujeres las curvas que dibujan los porcentajes de solteras dependientes entre las que poseían estudios primarios y aquellas con una licenciatura universitaria muestra que en 1991 las mujeres con estudios primarios eran mucho menos dependientes de la familia de procedencia que las licenciadas.

Por otro lado, si nos fijamos en la tabla 11, percibimos entre los varones la lógica de que, en general, cuantos menos cursos era necesario invertir en un nivel educativo antes se podía empezar a emanciparse de la familia de procedencia. Entre las mujeres, sin embargo, la escala era algo más sorprendente: las menos dependientes eran las diplomadas, aquellas con una ingeniería o arquitectura técnica o con una licenciatura superior no universitaria, le seguían las postgraduadas (+11 por ciento), las licenciadas (+40 por ciento), y, por último, las arquitectas, ingenieras y doctoradas (+50 por ciento).

En conclusión, para las mujeres, puede afirmarse que a mayor grado educativo, mayor probabilidad de estar soltera y residir con los padres, con independencia de la edad (aunque la distancia fuera mucho más acusada para las menores de 30 años que allende esta edad). Para los varones, en contraste, esta razón sólo era cierta hasta llegar a un nivel de estudios medios, más allá de este grado de educación podemos afirmar que la emancipación masculina era a mayor nivel de instrucción, más tardía, pero no de menor intensidad.

Pero debemos incorporar todas las categorías de instrucción conjuntamente en nuestro modelo final, por lo que comprobaremos si al considerar un análisis de componentes principales con la edad y en nivel de instrucción como covariantes tenemos la suficiente significación estadística, seleccionando ahora, únicamente, a los de entre 25 y 40 años (pues ese era el umbral en el que teníamos a alguien con el doctorado finalizado). La tabla 12 responde positivamente a esta cuestión.

Tomemos pues sólo a la población entre 25 y 40 años en el censo de 1991 en España y ordenemos los grados de dependencia según nivel de instrucción de menor a mayor (tabla 12). La escala entre los hombres no es clara, pero casi no hay duda entre las mujeres, pues incluso en este rango etáreo a mayor nivel de instrucción, mayor dependencia.

En efecto, entre los hombres, el tener la primaria completa o al menos cinco cursos acabados no suponía ninguna diferencia en su grado de dependencia. Esta es nuestra línea base, en la que comparar los demás niveles de instrucción masculina. Vemos que un analfabeto tenía unas *odds* de ser dependiente 2 veces superiores a la referencia, pero también el universitario tenía unas *odds* 70 puntos porcentuales por encima de la línea base. Y así se entremezclan siempre entre los hombres los niveles de instrucción dispares, como pueda ser un varón sin estudios (con una *odds* de 0'52) y un ingeniero o arquitecto técnico (con una *odds* de 0'48): dos niveles de instrucción distantes con un grado de dependencia similar. Toda esta confusión nos lleva a concluir que el nivel de instrucción no influía en los grados de emancipación masculina o, cuanto menos, no llegamos a establecer el sentido de esta influencia.

Tabla 12 Parámetros de la variable nivel de instrucción. 25-40 años, según sexo.

HOMBRES	β	Sig.	β	Sig.	MUJERES
FP 1	-0,11	***	-0,38	***	Primaria incompleta
Postgrado	-0,09	ns.	-0,11	***	Sin estudios
Primaria completa	0,00	Ref.	0,00	Ref.	Primaria completa
Primaria incompleta	0,00	ns.	0,22	***	FP 1
Otro superior	0,07	ns.	0,59	***	Bachillerato
FP 2	0,07	***	0,67	***	FP 2
Otra secundaria	0,09	**	0,74	***	Otra secundaria
Doctorado	0,21	**	0,86	***	Diplomatura
Bachillerato	0,33	***	0,88	***	Arquitectura/Ingeniería (técnica)
Diplomatura	0,44	***	0,97	***	Postgrado
Arquitectura/Ingeniería (técnica)	0,48	***	1,01	***	Otro superior
Sin estudios	0,52	***	1,28	***	Licenciatura

Arquitectura/Ingeniería (superiores)	0,56 ***	1,29 ***	Doctorado
Licenciatura	0,67 ***	1,38 ***	Arquitectura/Ingeniería (superiores)
Analfabeto	1,99 ***	1,52 ***	Analfabeta

Fuente: elaboración propia a partir de la muestra de hogares del censo de 1991

En contraste, respecto al nivel de instrucción para las mayores de 25 años, las mujeres sólo coincidían con sus compañeros en que las analfabetas eran las que tenían una mayor probabilidad de estar viviendo como solteras en casa de sus padres. Pero fuera de esta excepción, el resto de los parámetros estimados se adaptaban perfectamente a un modelo en que las mujeres eran más dependientes familiar y residencialmente cuanto mayor era su nivel de instrucción (tabla 12).

Pasamos a investigar la influencia de esta variable a escala provincial. Recordemos que tomamos sólo el rango de edad desde los 25 a los 40 años. Comparamos así los parámetros provinciales obtenidos antes y después de introducir la covariación con los niveles de instrucción. El cambio en los parámetros provinciales masculinos fue insignificante, por lo que nos reafirmamos en establecer la poca fuerza explicativa del nivel de instrucción en el grado de dependencia masculina a escala provincial.

Tabla 13. Diferencias más significativas en el parámetro provincial una vez incorporado el nivel de instrucción, mujeres

			+NIVEL DE INSTRUCCIÓN		CAMBIO
Madrid	0,22	***	0,06	***	-0,16
Segovia	0,31	***	0,19	**	-0,12
Soria	0,52	***	0,37	***	-0,15
Navarra	0,37	***	0,28	***	-0,09
Vizcaya	0,39	***	0,30	***	-0,09
Guipúzcoa	0,40	***	0,32	***	-0,08
Álava	0,13	**	0,05	ns.	-0,08

Fuente: elaboración a partir de la encuesta Sociodemográfica de 1991

Por el contrario, para las mujeres, ésta variable fue mucho más importante. Cabe resaltar que la práctica totalidad de la alta dependencia femenina observada en la provincia de Madrid (con respecto al total de España) se podía asociar a la estructura de

los niveles de educación femeninos (tabla 13): sus relativamente altas proporciones de mujeres mayores de 25 años con educación superior (tabla 16) eran la causa de sus altas proporciones de dependencia. La misma razón, aunque a menor escala, era la de Soria y Segovia. E igual ocurría en el País Vasco para las que se incluía además la importancia de la educación media, en especial en la extensión de la formación profesional.

7. Conclusiones

La técnica que hemos utilizando se asemeja mucho a la conocida como estandarización directa: se trata de describir las proporciones de soltería residencialmente dependiente por edad observadas por provincias tras el censo de 1991 para a continuación calcular cuáles hubieran sido las mismas si en una determinada provincia en vez de su tipo de hábitat y su estructura educativa y de actividad hubiese registrado otra diferente (una estándar). Con ello, buscamos establecer en qué medida las proporciones de soltería dependiente observadas se debieron a una *cultura provincial* determinada o, por el contrario, a un tipo de hábitat, una estructura de actividad o una estructura educativa específica.

Si un parámetro no es estadísticamente significativo debemos preguntarnos si se debe a que no se distinguía de la referencia con la que lo estamos comparando o si no fue lo suficientemente homogéneo para reflejar una pauta con la necesaria precisión estadística. No obstante, cuando tratamos de los polos más extremos no hay lugar para dudas: con un nivel de significación mayor del 99 por ciento, podemos afirmar que Almería y Soria constituyeron tanto para hombres como para mujeres los polos desde la mayor autonomía residencial y familiar a la más alta dependencia domiciliar y familiar. Y así, toda Castilla-León, Navarra y las provincias vascas de Vizcaya y Guipúzcoa mostraron las más altas proporciones de dependencia familiar de España. Por otro lado, todo el levante, Andalucía y las Canarias conformaban las zonas de mayores proporciones de emancipados y emancipadas. El resto se constituía en una franja intermedia que registraba unas proporciones de dependencia similares a las que hemos considerado el estándar.

Un tipo de hábitat caracterizado por los municipios de escasa población dificultaba la emancipación de los hombres, y así en la Comunidad Autónoma de Castilla y León y en las provincias de Cuenca y Teruel, esta variable era la explicación fundamental de las altas proporciones de varones dependientes familiar o residencialmente. El agudo

desequilibrio entre sexos en el mercado matrimonial en esta zona explicaba que el efecto de esta variable no se notara entre las mujeres o incluso fuera en sentido contrario.

Respecto a la situación de actividad, destacar que la dependencia de los ocupados y ocupadas era muy similar; el encontrarse buscando un primer empleo afectaba de manera más incisiva a los varones que a las mujeres; y, finalmente, mientras que entre los hombres el paro suponía siempre un nivel de dependencia más acusado, entre las mujeres el estar parada si se había trabajado con anterioridad era una situación asociada a mayores niveles de emancipación que el estar ocupada. El modelo primordial en la España de 1991 era el que señalaba que constituir una pareja formada por un varón ocupado en el mercado de trabajo y una mujer dedicada a la economía doméstica era el camino más efectivo hacia la emancipación de la familia de procedencia.

El País Vasco se caracterizó por un nivel de alta dependencia para ambos sexos. Además, esta región presentaba unas proporciones de actividad femenina relativamente muy elevadas. En consecuencia, esta pauta de alta actividad femenina estuvo asociada, como era de esperar, en una alta dependencia. Pero no fue así en Cataluña y las Islas Baleares, pues una pauta de actividad femenina similar a la del País Vasco estuvo asociada a un nivel de emancipación femenina de las más altas registradas ¿Podemos asumir que una pauta de gran actividad femenina empujó a una emancipación más intensa? Creemos que sí.

Con todo, no hemos conseguido establecer razón alguna para la existencia de ciertas pautas de dependencia a escala provincial. Por ejemplo, no supimos dar explicación de las altas proporciones de emancipados y emancipadas encontradas en Almería y Murcia. Por ello, consideramos que estas provincias seguían un modelo cultural al que parecía no afectar las variables relativas al tipo de hábitat, instrucción y actividad. Recordar que estas dos provincias mostraron durante el siglo XX un modelo matrimonial intenso y temprano (Cachinero, 1982). Por otro lado, Cantabria sería un ejemplo de pauta de emancipación estándar para la que no hemos sabido encontrar la razón. Finalmente, Valladolid, en el extremo opuesto, sería una provincia de altas proporciones de dependencia, tanto masculinas como femeninas, que parecen seguir un modelo cultural independiente de las otras variables analizadas.

En general, la instrucción se ha descubierto como una variable clave en el análisis de la dependencia femenina: a mayor educación, mayor dependencia. A escala provincial,

afirmar que la alta dependencia femenina de la provincia de Madrid estaba asociada al alto grado educativo de las mujeres residentes en esta provincia (algo parecido ocurría en Soria y Segovia). También era el caso del País Vasco y Navarra.

Acabar anotando que en este artículo estamos muy lejos de agotar el estudio de las distintas variables que los microdatos del censo de 1991 nos ofrecen para estudiar la emancipación en España, aunque sí hemos examinado las que creemos más importantes.

Bibliografía

Cabré, A. (1994), “Tensiones inminentes en los mercados matrimoniales”, *El mundo que viene*, Nadal, J. (coord.), Madrid, Alianza Editorial, pp. 37-62.

Cachinero, B (1982), “La evolución de la nupcialidad en España (1887-1975)”, en *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, n.20, pp. 60-100.

Fernández de Paz, E. y Torres, F. (1993), “La desaparición de la isocalidad como fórmula cultural de la familia andaluza”, en Roigé, X., *Perspectivas en el estudio del parentesco y la familia*, Tenerife, Actas del VI Congreso de Antropología, pp. 259-275.

Holdsworth, C. (1998), “Leaving Home in Spain: A Regional Analysis”, *International Journal of Population Geography*, Volume 4, Number 4, December 1998.

Jovell, J.A. (1995), *Análisis de regresión logística*, Madrid, CIS, colección cuadernos metodológicos.

Jurado, T. (1997), “Un análisis regional de los modelos de convivencia de los jóvenes españoles. Las cuatro Españas de la emancipación familiar”, *Revista de estudios de juventud*, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, Instituto de la Juventud, número 39, mayo 1997.

McDonald, P. (1997), “Gender equity, social institutions and the future of fertility”, Women and Families Conference, Paris, UNESCO-CICRED.

Reher, D.S. (1996), *La familia en España, pasado y presente*, Madrid, Alianza Editorial.

Tabla 14. Hombres según tamaño población del municipio y provincia de residencia.

	hasta 2.000	de 2.001 a 5.000	de 5.000 a 20.000	más de 20.000
Zamora	57,04	0,00	12,54	30,41
Cuenca	43,67	18,01	17,41	20,91
Ávila	43,17	18,87	11,72	26,24
Teruel	43,14	17,43	16,73	22,71
Segovia	41,62	11,07	11,07	36,23
Salamanca	36,67	4,59	12,52	46,23
Guadalajara	34,81	11,34	9,58	44,27
Huesca	33,86	7,17	35,80	23,17
Soria	33,67	16,64	10,40	39,28
Palencia	32,10	13,52	14,29	40,09
Cáceres	29,98	20,40	21,31	28,30
Lérida	28,40	16,68	21,53	33,39
Burgos	26,36	7,92	2,90	62,82
León	24,86	14,70	17,42	43,02
Toledo	21,87	25,21	25,96	26,96
La Rioja	18,39	10,65	23,80	47,16
Navarra	18,04	20,28	21,14	40,54
Valladolid	16,84	4,51	11,43	67,21
Gerona	15,66	19,02	30,38	34,94
Orense	14,54	35,06	18,92	31,47
Albacete	14,37	14,85	11,00	59,78
Tarragona	14,13	12,86	26,29	46,72
Badajoz	13,90	18,31	29,13	38,66
Zaragoza	11,58	6,24	9,49	72,69
Granada	11,23	13,32	26,88	48,57
Álava	11,12	2,46	3,14	83,28
Ciudad Real	10,95	9,52	40,11	39,42
Cantabria	10,88	13,48	23,48	52,17
Castellón	10,68	8,78	22,72	57,82
Almería	8,84	13,11	22,96	55,08
Jaén	5,34	15,88	35,58	43,21
Huelva	5,27	14,99	46,38	33,37
Valencia	5,26	7,25	20,90	66,58
Guipúzcoa	4,85	6,47	41,10	47,58
Alicante	3,74	3,42	23,33	69,51
Vizcaya	3,71	5,40	17,02	73,87
Córdoba	3,47	9,63	27,58	59,32
Málaga	3,24	9,76	10,98	76,03
Lugo	3,07	30,38	37,32	29,23
Baleares	2,17	9,83	25,63	62,38
Barcelona	2,15	4,00	13,13	80,72
Asturias	1,97	5,28	24,43	68,32
Sevilla	1,45	7,26	22,49	68,80
Madrid	1,40	1,88	3,76	92,96
La Coruña	1,38	6,51	46,00	46,11
Murcia	1,00	0,97	24,52	73,51
Santa Cruz de Tenerife	0,76	5,67	31,89	61,67
Cádiz	0,74	1,87	16,59	80,80
Las Palmas	0,31	2,37	19,94	77,38
Pontevedra	0,08	6,47	37,29	56,16

Fuente: elaboración por el censo de 1991

Tabla 15. Mujeres según situación de actividad y provincia de residencia

	Ocupada	Paro/no trabajó	Paro/trabajó	Jubilado/Incap ó	Estudiante	Hoga r	Otra
Ciudad Real	28,01	5,83	5,86	1,00	15,38	43,87	0,05
Badajoz	22,85	8,51	9,52	1,33	16,77	40,83	0,19
Cuenca	31,41	5,66	4,89	1,46	15,87	40,65	0,06
Jaén	24,89	7,65	8,98	1,14	16,70	40,46	0,17
Cádiz	21,03	11,05	9,58	0,93	16,95	40,33	0,13
Toledo	33,71	3,85	7,14	0,91	14,56	39,54	0,28
Albacete	30,78	6,34	8,96	0,66	15,41	37,66	0,19
Almería	29,97	5,93	9,36	1,31	16,16	36,96	0,32
Murcia	32,98	6,17	6,81	1,07	17,20	35,54	0,22
Teruel	35,01	6,13	4,36	0,89	18,30	35,05	0,27
Huelva	31,44	6,97	10,41	0,89	15,96	34,18	0,15
León	29,25	7,83	4,99	1,22	22,18	34,15	0,38
Ávila	32,51	7,12	6,54	1,28	18,58	33,67	0,29
Cáceres	27,31	7,78	13,08	1,05	17,07	33,49	0,23
Santa Cruz de T.	29,77	6,50	9,10	1,15	20,05	33,03	0,40
Zamora	27,52	10,07	6,73	1,26	21,20	32,97	0,24
Cantabria	29,58	8,36	7,22	0,93	20,78	32,79	0,33
Málaga	28,24	8,82	12,32	1,01	16,79	32,60	0,22
Córdoba	28,90	8,67	12,81	1,04	15,97	32,44	0,17
Orense	33,61	5,99	5,02	1,29	21,33	32,36	0,41
Sevilla	26,04	9,23	13,40	1,27	17,82	31,97	0,27
Pontevedra	31,92	6,94	8,32	1,14	19,51	31,85	0,33
Alicante	33,75	6,37	11,27	0,89	15,37	31,76	0,59
La Coruña	32,49	6,74	6,66	0,93	21,19	31,67	0,30
Lugo	37,18	5,92	4,85	1,13	19,02	31,65	0,24
Asturias	28,28	9,89	7,68	0,99	21,35	31,46	0,36
Las Palmas	30,04	7,32	10,04	0,89	20,29	31,03	0,38
Granada	27,42	8,56	12,28	1,47	19,74	30,18	0,36
Guadalajara	36,65	4,83	8,00	0,67	19,84	29,93	0,08
Palencia	30,21	7,32	8,25	0,93	23,54	29,57	0,18
Valladolid	29,33	8,52	8,20	0,97	23,43	29,39	0,17
Castellón	41,09	3,73	10,18	0,87	15,53	28,25	0,35
Tarragona	41,94	2,84	9,81	0,57	16,38	28,09	0,37
Salamanca	29,29	8,82	8,02	1,16	24,76	27,59	0,36
Huesca	40,97	3,74	6,89	0,95	19,89	27,27	0,30
La Rioja	39,31	4,18	9,48	0,65	19,01	27,13	0,26
Segovia	36,03	4,18	5,06	0,63	26,93	26,92	0,24
Valencia	37,40	5,73	10,88	0,94	18,01	26,82	0,22
Lérida	44,81	2,61	6,42	0,76	18,30	26,60	0,49
Baleares	42,82	2,75	14,05	0,91	14,60	24,30	0,58
Burgos	36,16	6,06	8,92	0,73	23,78	24,01	0,35
Zaragoza	40,43	4,78	10,67	0,87	19,70	23,24	0,31
Vizcaya	34,88	10,40	8,81	0,72	21,94	23,08	0,18
Gerona	49,28	1,74	9,31	0,89	15,59	22,76	0,42
Álava	38,51	7,10	9,61	0,62	21,98	22,08	0,11
Navarra	38,75	5,70	10,89	0,86	21,78	21,87	0,16
Madrid	41,94	4,97	8,86	0,85	21,34	21,75	0,29
Soria	40,61	6,23	4,75	0,95	25,45	21,73	0,27
Guipúzcoa	38,18	9,50	7,88	0,49	23,60	20,11	0,24
Barcelona	46,24	4,46	11,47	0,90	16,69	19,90	0,35

Fuente: elaboración por el censo de 1991

Tabla 16. Mujeres según nivel de instrucción y provincia de residencia

	Sin est.	Primaria inc.	Primari a	FP	Bachillerat o	Otras med. s	Superiore s
Soria	0,02	28,83	19,14	7,17	14,57	2,08	25,91
Salamanca	0,05	32,64	21,56	6,98	8,79	1,36	23,73
Segovia	0,02	28,10	23,21	7,65	14,33	1,25	23,10
Madrid	0,05	23,33	24,52	6,71	16,22	3,38	20,68
Huesca	0,02	29,82	26,18	7,70	11,42	2,33	20,14
Palencia	0,03	34,59	22,20	7,26	11,41	1,71	19,91
Navarra	0,03	27,45	25,36	12,65	8,51	3,62	19,52
Vizcaya	0,02	28,67	25,48	11,92	9,10	3,52	18,94
Zaragoza	0,03	32,10	26,73	7,28	10,56	1,72	18,81
Valladolid	0,05	32,73	23,75	6,79	10,92	1,87	18,81
Zamora	0,07	32,59	24,47	5,04	11,73	1,26	18,33
Guipúzcoa	0,02	29,10	24,54	14,32	8,85	2,96	18,21
Granada	0,18	26,47	21,20	6,79	8,69	1,33	17,84
Lérida	0,03	31,62	25,97	10,70	9,07	2,53	16,94
Guadalajara	0,05	33,88	21,17	8,85	12,30	2,25	16,52
Ávila	0,05	37,25	24,50	4,62	11,17	1,54	16,39
Burgos	0,04	30,10	22,58	14,31	10,34	2,38	16,39
Álava	0,02	30,68	22,94	16,33	8,53	3,22	16,33
León	0,05	29,10	23,24	8,30	16,95	1,67	16,11
Asturias	0,03	31,91	26,64	6,01	14,94	1,50	15,64
La Rioja	0,03	34,64	24,38	11,15	8,63	2,58	15,36
Barcelona	0,05	30,38	25,49	10,00	10,25	3,08	15,33
Valencia	0,06	37,20	23,40	7,60	9,35	1,65	14,93
Santa Cruz de T.	0,14	26,97	25,85	5,09	11,68	1,38	14,85
La Coruña	0,11	34,69	21,27	6,91	10,68	1,40	14,54
Melilla	0,22	26,10	21,41	4,99	9,39	2,06	14,36
Cáceres	0,14	33,23	22,45	6,35	8,71	1,08	14,33
Teruel	0,05	36,30	28,07	6,29	8,38	1,95	14,13
Lugo	0,11	30,87	25,47	5,64	12,39	1,03	13,92
Ceuta	0,23	23,01	21,35	6,34	11,74	0,70	13,85
Cuenca	0,14	37,59	21,19	5,08	6,44	1,65	13,69
Orense	0,11	31,89	23,05	6,23	13,05	0,95	13,69
Cantabria	0,04	32,05	25,93	11,59	10,98	2,20	13,67
Las Palmas	0,12	30,69	25,32	6,31	10,37	1,55	13,45
Sevilla	0,22	29,38	20,91	6,78	7,64	1,11	12,57
Gerona	0,04	34,53	28,46	8,03	9,89	2,56	12,53
Córdoba	0,21	30,51	19,76	7,84	7,43	1,08	12,39
Málaga	0,16	31,23	22,84	6,29	9,63	1,71	12,26
Murcia	0,14	31,19	26,12	7,75	8,24	0,82	12,21
Almería	0,23	28,60	22,84	4,90	7,97	1,45	11,58
Baleares	0,06	32,73	30,07	5,65	12,25	1,82	11,39
Castellón	0,06	40,09	26,48	6,35	8,69	1,61	11,28
Tarragona	0,04	37,02	26,65	11,21	7,76	1,97	11,17
Pontevedra	0,08	41,07	22,14	6,54	9,41	1,88	11,03
Badajoz	0,18	34,50	23,49	4,47	7,62	1,52	10,47
Albacete	0,13	37,15	25,20	4,64	7,85	1,53	10,39
Jaén	0,22	31,87	22,42	5,72	6,76	1,01	10,26
Ciudad Real	0,16	33,65	24,09	5,52	8,84	1,26	10,25
Alicante	0,09	36,77	26,37	6,41	10,21	1,15	10,01
Huelva	0,22	30,63	24,10	7,45	5,65	0,46	9,95
Toledo	0,15	38,05	23,17	4,88	7,37	1,50	9,83
Cádiz	0,25	30,83	18,57	7,96	7,05	1,13	9,68

Tabla 17. Modelos explicativos de las proporciones de soltería residencial y familiarmente dependiente. España, hombres, 1991.

Variables	Casos			(+ población del municipio)			(+ estructura de actividad)		
		Beta	Significación	Beta	Significación	Diferencia	Beta	Significación	Diferencia
EDAD									
edad simple		-1,12	***	-1,13	***	-0,01	-0,98	***	0,15
edad cuadrado		0,01	***	0,01	***	0,00	0,01	***	0,00
PROVINCIA DE RESIDENCIA									
Álava	2.474	0,18	***	0,19	***	0,01	0,25	***	0,07
Albacete	2.948	-0,19	***	-0,20	***	-0,01	-0,18	***	0,03
Alicante	11.285	-0,40	***	-0,31	***	0,09	-0,35	***	-0,04
Almería	4.138	-0,65	***	-0,61	***	0,04	-0,61	***	0,00
Ávila	1.404	0,55	***	0,37	***	-0,19	0,40	***	0,03
Badajoz	5.563	-0,08	**	-0,07	*	0,01	-0,13	***	-0,06
Baleares	6.150	-0,52	***	-0,43	***	0,09	-0,38	***	0,05
Barcelona	40.252	-0,25	***	-0,16	***	0,08	-0,10	***	0,06
Burgos	3.178	0,72	***	0,63	***	-0,08	0,69	***	0,06
Cáceres	3.532	-0,18	***	-0,28	***	-0,11	-0,36	***	-0,08
Cádiz	10.093	-0,16	***	-0,06	**	0,10	-0,16	***	-0,11
Castellón	3.739	-0,26	***	-0,22	***	0,03	-0,12	***	0,10
Ciudad Real	3.979	-0,13	***	-0,08	*	0,05	-0,04	ns.	0,04
Córdoba	6.678	-0,20	***	-0,12	***	0,09	-0,16	***	-0,05
La Coruña	9.143	-0,07	**	0,05	*	0,13	0,01	ns.	-0,04
Cuenca	1.638	0,24	***	0,06	ns.	-0,18	0,09	ns.	0,04
Gerona	4.493	-0,58	***	-0,58	***	0,00	-0,51	***	0,07
Granada	6.878	-0,28	***	-0,25	***	0,03	-0,38	***	-0,14
Guadalajara	1.256	0,13	*	0,00	ns.	-0,13	0,05	ns.	0,05
Guipúzcoa	6.361	0,50	***	0,59	***	0,10	0,59	***	0,00
Huelva	3.919	-0,27	***	-0,18	***	0,09	-0,21	***	-0,03

Huesca	1.703	0,36	***	0,26	***	-0,09	0,33	***	0,07
Jaén	5.467	-0,33	***	-0,26	***	0,07	-0,31	***	-0,05
León	4.424	0,19	***	0,13	***	-0,07	0,08	*	-0,05
Lérida	2.969	0,03	ns.	-0,05	ns.	-0,09	0,01	ns.	0,07
La Rioja	2.191	0,07	ns.	0,05	ns.	-0,02	0,13	**	0,08
Lugo	2.861	0,03	ns.	0,10	**	0,07	0,09	*	-0,01
Madrid	44.304	-0,07	***	0,01	ns.	0,08	0,05	***	0,04
Málaga	10.460	-0,36	***	-0,29	***	0,07	-0,37	***	-0,08
Murcia	9.299	-0,42	***	-0,31	***	0,11	-0,29	***	0,02
Navarra	4.659	0,40	***	0,37	***	-0,03	0,43	***	0,06
Orense	2.520	-0,04	ns.	-0,07	ns.	-0,03	-0,10	*	-0,04
Asturias	9.072	0,05	ns.	0,14	***	0,10	0,11	***	-0,03
Palencia	1.691	0,66	***	0,56	***	-0,11	0,55	***	0,00
Las Palmas	7.655	-0,26	***	-0,16	***	0,11	-0,26	***	-0,10
Pontevedra	7.559	-0,30	***	-0,18	***	0,12	-0,23	***	-0,05
Salamanca	2.949	0,48	***	0,36	***	-0,12	0,33	***	-0,03
Santa Cruz de T.	6.926	-0,42	***	-0,31	***	0,11	-0,43	***	-0,12
Cantabria	4.655	0,16	***	0,19	***	0,03	0,17	***	-0,02
Segovia	1.307	0,49	***	0,32	***	-0,17	0,38	***	0,06
Sevilla	14.670	-0,30	***	-0,20	***	0,09	-0,27	***	-0,06
Soria	764	0,83	***	0,71	***	-0,13	0,80	***	0,10
Tarragona	4.581	-0,29	***	-0,27	***	0,01	-0,21	***	0,06
Teruel	1.134	0,14	*	-0,04	ns.	-0,18	0,05	ns.	0,09
Toledo	4.154	-0,12	***	-0,17	***	-0,05	-0,10	**	0,07
Valencia	18.624	-0,25	***	-0,18	***	0,07	-0,14	***	0,04
Valladolid	4.377	0,22	***	0,20	***	-0,02	0,20	***	0,00
Vizcaya	10.469	0,35	***	0,43	***	0,08	0,42	***	-0,01
Zamora	1.741	0,60	***	0,36	***	-0,24	0,32	***	-0,04
Zaragoza	7.174	0,02	ns.	0,03	ns.	0,02	0,09	***	0,06

TAMAÑO DEL MUNICIPIO							
hasta 2.000 Habitantes			0,61	***	-0,10	0,67	***
de 2.001 a 5.000			0,13	***	0,01	0,20	***
de 5.000 a 20.000			-0,12	***	0,02	-0,05	***
más de 20.000			0,00	ref.	0,00	ref.	0,07
RELACIÓN CON LA ACTIVIDAD							
Ocupado						0,00	ref.
Mili						-12,57	***
Paro/no trabajó						1,88	***
Paro/trabajó						0,62	***
Jubilado/Incap.						1,85	***
estudiante						-5,03	***
Hogar						-0,63	***
Otra						1,23	***
Mili*edad						1,16	***
Mili*edad ²						-0,02	***
Estudiante*edad						0,51	***
Estudiante*edad ²						-0,01	***
Constante	20,20	***	20,23	***		17,47	***
-2 Log Likelihood		286.556		284.783			272.455
Ganancia		3.371		1.773			12.328
%		1,17		0,62			4,33

Fuente: estimación a partir del censo de 1991

Tabla 18. Modelos explicativos de las proporciones de soltería residencial y familiarmente dependiente. España, mujeres, 1991.

Variables	Casos				(+ población del municipio)			(+ estructura de actividad)		
		Beta	Significación		Beta	Significación	Diferencia	Beta	Significación	Diferencia
EDAD										
edad simple		-1,03	***		-1,03	***	0,00	-0,91	***	0,12
edad cuadrado		0,01	***		0,01	***	0,00	0,01	***	0,00
PROVINCIA DE RESIDENCIA										
Álava	2.758	0,28	***		0,20	***	-0,07	0,04	ns.	-0,17
Albacete	3.173	-0,03	ns.		-0,06	ns.	-0,03	0,15	***	0,21
Alicante	12.266	-0,29	***		-0,29	***	0,00	-0,21	***	0,07
Almería	4.414	-0,58	***		-0,56	***	0,01	-0,44	***	0,12
Ávila	1.404	0,35	***		0,29	***	-0,06	0,32	***	0,04
Badajoz	5.725	-0,08	**		-0,04	ns.	0,04	0,24	***	0,28
Baleares	6.702	-0,45	***		-0,42	***	0,03	-0,48	***	-0,06
Barcelona	43.986	-0,11	***		-0,13	***	-0,03	-0,28	***	-0,15
Burgos	3.134	0,51	***		0,43	***	-0,08	0,30	***	-0,12
Cáceres	3.536	-0,20	***		-0,22	***	-0,02	-0,18	***	0,04
Cádiz	10.635	-0,11	***		-0,13	***	-0,02	0,25	***	0,38
Castellón	4.010	-0,26	***		-0,26	***	0,00	-0,29	***	-0,03
Ciudad Real	4.200	0,08	*		0,14	***	0,06	0,53	***	0,39
Córdoba	7.045	-0,10	***		-0,07	**	0,03	0,04	ns.	0,11
La Coruña	9.855	-0,13	***		-0,04	ns.	0,09	-0,07	**	-0,03
Cuenca	1.643	0,18	***		0,13	**	-0,04	0,35	***	0,22
Gerona	4.699	-0,51	***		-0,47	***	0,04	-0,71	***	-0,24
Granada	7.503	-0,10	***		-0,08	**	0,02	-0,10	***	-0,01
Guadalajara	1.200	0,05	ns.		-0,01	ns.	-0,06	-0,11	ns.	-0,10
Guipúzcoa	6.587	0,53	***		0,61	***	0,08	0,34	***	-0,27
Huelva	4.139	-0,21	***		-0,10	**	0,11	0,00	ns.	0,10
Huesca	1.684	0,06	ns.		0,06	ns.	0,00	-0,17	**	-0,23

Jaén	5.777	-0,20	***	-0,14	***	0,07	0,11	***	0,25
León	4.509	0,15	***	0,12	***	-0,03	0,12	**	0,00
Lérida	3.043	-0,15	***	-0,16	***	-0,02	-0,37	***	-0,20
La Rioja	2.321	0,05	ns.	0,06	ns.	0,01	-0,05	ns.	-0,11
Lugo	2.908	-0,33	***	-0,22	***	0,11	-0,32	***	-0,10
Madrid	49.501	0,27	***	0,21	***	-0,06	0,11	***	-0,11
Málaga	11.538	-0,24	***	-0,27	***	-0,03	-0,14	***	0,13
Murcia	10.116	-0,23	***	-0,22	***	0,01	-0,06	*	0,16
Navarra	4.894	0,42	***	0,43	***	0,01	0,21	***	-0,23
Orense	2.706	-0,14	***	-0,10	*	0,04	-0,21	***	-0,10
Asturias	9.823	-0,02	ns.	-0,01	ns.	0,01	-0,07	**	-0,06
Palencia	1.614	0,41	***	0,36	***	-0,05	0,28	***	-0,08
Las Palmas	8.140	-0,26	***	-0,27	***	0,00	-0,20	***	0,06
Pontevedra	8.458	-0,17	***	-0,11	***	0,06	-0,05	ns.	0,06
Salamanca	3.083	0,55	***	0,48	***	-0,07	0,41	***	-0,07
Santa Cruz de T.	7.287	-0,39	***	-0,35	***	0,04	-0,26	***	0,09
Cantabria	4.858	0,14	***	0,15	***	0,01	0,16	***	0,01
Segovia	1.266	0,35	***	0,27	***	-0,08	0,13	ns.	-0,14
Sevilla	15.806	-0,13	***	-0,12	***	0,01	-0,01	ns.	0,11
Soria	739	0,63	***	0,57	***	-0,05	0,31	***	-0,26
Tarragona	4.893	-0,37	***	-0,35	***	0,01	-0,47	***	-0,12
Teruel	1.126	-0,06	ns.	-0,12	ns.	-0,06	-0,16	*	-0,05
Toledo	4.259	-0,07	ns.	-0,04	ns.	0,03	0,13	***	0,17
Valencia	20.066	-0,04	**	-0,04	*	0,00	-0,10	***	-0,06
Valladolid	4.766	0,37	***	0,32	***	-0,06	0,27	***	-0,05
Vizcaya	11.290	0,48	***	0,47	***	-0,01	0,29	***	-0,17
Zamora	1.666	0,33	***	0,21	***	-0,12	0,20	***	0,00
Zaragoza	7.448	0,14	***	0,09	***	-0,05	-0,05	ns.	-0,15
TAMAÑO DEL MUNICIPIO hasta 2.000 Habitantes				0,18	***	0,06	0,54	***	0,36

de 2.001 a 5.000			-0,20	***	-0,03	0,11	***	0,31
de 5.000 a 20.000			-0,35	***	-0,04	-0,12	***	0,23
Más de 20.000								
Ocupado/a								
Paro/no trabajó						0,68	***	
Paro/trabajó						-0,52	***	
Jubilado/Incap.						-8,75	***	
Estudiante						0,47	ns.	
Hogar						-2,38	***	
Otra						1,31	***	
Jubilada*edad						0,59	***	
Jubilada*edad ²						-0,01	***	
Estudiante*edad						0,16	***	
Estudiante*edad ²						-0,01	***	
Constante	17,35	***	17,48	***		15,65	***	
-2 Log Likelihood		292.828		291.372		243.849		
Ganacia		3.101		1.456		47.522		

Fuente: estimación a partir del censo de 1991