

«Efecto de la familia en la educación e inserción laboral de los jóvenes: una aproximación con la EPA a los rasgos diferenciales de las Comunidades Autónomas bilingües»

Este trabajo analiza el efecto de la familia en la educación y en la inserción laboral de los jóvenes de cada sexo, y explora los rasgos diferenciales de las Comunidades autónomas bilingües en catalán (Balears, Cataluña y Valencia), euskera (Navarra y País Vasco) y gallego (Galicia). Los resultados obtenidos con la EPA sintonizan con la teoría económica de la familia sobre cantidad y calidad de hijos y, además, muestran mayor educación y menor presencia de las mujeres en el mercado de trabajo, al tiempo que se hacen uniformes los comportamientos laborales y aumentan las diferencias en educación con los varones. Igualmente, se aprecian singularidades en las CCAA bilingües, aunque por razones ajenas al bilingüismo: (i) menor fertilidad, (ii) escolarización más corta en las comunidades del catalán y más larga en las áreas del gallego y sobre todo del euskera, y (iii) mayor heterogeneidad en los procesos laborales, donde se constata la temprana inserción en Cataluña, pero no así en Valencia y Baleares, y el tardío acceso al empleo fijo en el País Vasco donde los jóvenes parecen sufrir mayor precariedad.

Artikulu honek aztertzen du familiaren eragina heziketan eta sexu bakoitzeko gazteen lan sartzean, eta, halaber, autonomia erkidego elebidunetako berariazko ezaugarriak ikertzen ditu. Erkidego honek dira katalana (Balearrak, Katalunia eta Valentzia), euskara (Nafarroa eta Euskal Autonomia Erkidegoa) eta galegoa (Galizia) hitz egiten dutenak. Biztanleria Aktiboaren gaineko Inkestarekin lortutako emaitzak eta familiari buruzko teoria ekonomikoak seme-alaben kopuruari eta kalitateari buruz esaten dituenak bateragarriak dira. Halaber, heziketa maila altuagoa eta emakumeen parte hartze txikiagoa lan merkatuan erakusten dute. Bestetik, lan portaerak berdintzen dira eta gizonen artean heziketa ezberdintasunak handiagoak dira. Era berean, autonomia erkidego elebidunetan berariazko ezaugarri batzuk hautematen dira, nahiz eta elebitasunetik kanpoko arrazoietan oinarritzen diren: (i) ugalkortasun tasa txikiagoa seietan, (ii) eskolatzeko laburragoa katalanaren erkidegoetan eta luzeagoa galegoaren eta, bereziki, euskararen erkidegoetan, eta (iii) heterogeneotasun handiagoa lan prozesuetan, non egiaztatzen baita Kataluniako lan sartze goiztiarra, baina ez, ordea, Valentzian eta Balearretan, eta lan finkoa lortzeko behar den denbora luzea Euskal Autonomia Erkidegoan, non gazteek ezezagortasun handiagoa nozitzen dutela baitirudi.

This work analyses the effect of the family as an institution in the education of young people of both sexes and in their access to Jobs. It also explores the differential features of the bilingual autonomous Communities in Catalan (Balears, Cataluña and Valencia), Basque (Navarra and País Vasco) and Galician (Galicia). The results obtained with the Labour Force Survey (EPA) concords with the family economic theory on quantity and quality of children and, furthermore, they denote higher level of education and smaller presence of women in the labour market. At the same time, occupational behaviours become more uniform and differences in the education of males increase. Certain singularities are appreciated in the bilingual autonomous communities, albeit for reasons that have nothing to do with bilingualism. These are: (i) lower fertility, (ii) shorter schooling periods in the Catalan-speaking communities and longer schooling in the Galician-speaking and above all, Basque-speaking communities and (iii) a greater heterogeneity in the occupational processes: it is verified that a youth will manage to get a Job sooner in Catalonia and much later in the Basque Country, where young people seem to suffer from a greater job-precarioussness.

- 1. Introducción**
 - 2. Datos**
 - 3. Modelo teórico de elección entre cantidad y calidad de hijos**
 - 4. Instrumentos econométricos para contrastar la teoría**
 - 5. Análisis de resultados**
 - 6. Consideraciones finales**
- Referencias bibliográficas**
Anexo estadístico

Palabras clave: Familia, educación, trabajo juvenil.
Nº de clasificación JEL: C23, H31, I31

1. INTRODUCCIÓN

Este trabajo tiene un doble propósito: evaluar el efecto de la familia en la educación y en la inserción laboral de los jóvenes y explorar la presencia de rasgos diferenciales en las Comunidades autónomas bilingües; entendiéndose por tales aquellas que han desarrollado políticas activas de educación en la lengua local co-oficial con el castellano y donde una parte significativa de la población es bilingüe y tiene como lengua materna la lengua local. Estas son, Navarra y País Vasco en el área del euskera, Baleares, Cataluña y Valencia en el área del catalán y Galicia.

* Este artículo es el resultado de los trabajos anteriores «Efecto de las rupturas matrimoniales...» y «Quantity and Quality...» si bien la especificación de los modelos es diferente en todos los casos.

Como veremos más adelante, los datos ponen de manifiesto importantes diferencias en las trayectorias educativas y laborales de los jóvenes en función de su sexo. Por un lado, se constata que las mujeres reciben más educación y tienen menos presencia en el mercado de trabajo que los varones. Por otro, se observa que el diferencial de educación entre géneros ha aumentado durante la última década (1988-1998) al mismo tiempo que se uniformizan los comportamientos laborales. El análisis de estos hechos requiere un tratamiento interdisciplinar que combine los puntos de vista de la sociología y psicología junto con los de la economía laboral y de la familia. El enfoque clásico de mercado de trabajo (Mincer y Polachek 1974, Goldin y Polachek 1987) considera que el esfuerzo en educación es una decisión individual que está directamente correlacionada con las expectativas del joven de

participación laboral y, por tanto, de rendimientos en el ciclo de vida, de donde concluye (de una forma un poco rancia) que las mujeres invierten menos en educación que los varones. El modelo de economía de la familia (Becker y Tomes 1986, Becker 1991, 1992) atribuye a los padres la responsabilidad del bienestar futuro de los hijos y por tanto de sus inversiones en capital humano escolar cuyo volumen aumentará hasta que su rentabilidad marginal converja por encima con el tipo de interés de mercado. Así las cosas, y en el supuesto de que la restricción financiera no opere, los padres tenderán a asignar más recursos a la educación de los hijos que a las hijas dada su diferente *orientación biológica*. Las cosas son diferentes cuando los padres son adversos al desigual bienestar esperado de sus hijos en el ciclo de vida (Behrman *et alii* 1982, Becker 1991, Cigno 1991) y son incapaces de garantizar el caudal de transferencias de solidaridad en ellos que equilibre sus diferencias. Entonces, cabe esperar que reciban más los hijos con menores rendimientos esperados (por razones de talento, de participación laboral u otras). La realidad, sin embargo, es tozuda. Behrman *et alii* (1994) aportan evidencia contraria a la hipótesis de preferencias paternas por la igualdad y ponen de manifiesto que las inversiones en los hijos tienden a reforzar las diferencias innatas que influyen en sus trayectorias laborales. Desde la psicología, Zajonc y Marckus (1975), Zajonc (1976) y Rosenweig (1986) ponen de manifiesto el efecto del tamaño de la familia, del orden de nacimientos y de las diferencias de edad entre hermanos en el desarrollo intelectual de los hijos, concluyendo que la interacción entre hermanos es beneficiosa,

en particular para los hijos mayores de familias de tamaño moderado (2 o 3 hijos) con poca diferencia de edad con sus menores sobre los que ejercen una labor de magisterio e instrucción que ayuda a aquellos a madurar y consolidar su personalidad. Posteriormente Butcher y Case (1994) pusieron de manifiesto que la composición por sexo de los hijos afecta a su educación, en particular de las hijas quienes se desarrollan mejor (peor) cuando domina el sexo contrario (propio). Como es habitual en la sociología empírica, éste resultado es controvertido y Kaestner (1997) y Huaser y Kuo (1998) obtienen evidencia contraria que no permite afirmar que el número (proporción) de hermanas influya en la educación de manera diferente al de hermanos.

Como es propio de las ciencias sociales no existe una representación concluyente sobre el tema que nos ocupa. Sin embargo, los diferentes enfoques coinciden en la importancia de la componente volitiva de la pareja en el tipo de familia que genera, en particular en lo referido a la interdependencia entre la cantidad y la calidad de los hijos, entendiéndose por tal las inversiones en capital humano (básicamente en educación y salud), que están en condiciones de ofrecer a cada uno de ellos. Aquí prestaremos atención a estos hechos y, con ayuda de la EPA, trataremos de explorar en que medida la educación de los padres, como aproximación a su nivel socioeconómico, y el contexto socio-lingüístico en que desarrollan su hogar influyen en el número de hijos que tienen, en la educación que les dan y en los resultados que éstos obtienen en su posterior incorporación al mercado de trabajo.

En lo que sigue, el texto está organizado en cuatro apartados. El primero presta atención a los datos, el segundo se centra en aspectos teóricos de la demanda de hijos en los ámbitos interdependientes de cantidad y calidad. En el tercero se exponen los aspectos metodológicos que permiten contrastar empíricamente esos dos aspectos de la teoría: a) análisis de la cantidad de hijos en función de la categoría socio-económica de los padres mediante un modelo Probit multinomial ordenado donde, al margen de la dispersión natural de fertilidad y otros aspectos que escapan a la decisión de la pareja, subyace la idea de que tener más hijos está asociado a una mayor preferencia por ellos; b) aproximación a las inversiones en calidad de los hijos con ayuda de los modelos de duración que permiten analizar los años de permanencia de los jóvenes en el sistema escolar y el tiempo que tardan en entrar al mercado de trabajo una vez terminados los estudios. Los resultados obtenidos se analizan en la sección 5 y en la sección 6 se recogen las consideraciones finales.

2. DATOS

Frente a otras posibilidades, como la Encuesta sociodemográfica de 1991 o el Panel de Hogares del que hoy se disponen de las oleadas de 1994 y 1995, utilizaremos la EPA (2.º trimestre de cada año entre 1988 y 1998) por ser una encuesta trimestral muy rodada de proyección nacional con desagregación regional, donde la unidad de observación es la familia con un cuestionario razonablemente extenso en los ámbitos de educación y trabajo. Sin

embargo la EPA presenta lagunas importantes como son la falta de información sobre ingresos y la carencia de fechas que permitan datar los acontecimientos relevantes de las biografías individuales. Así, conocemos la situación de cada miembro de la unidad familiar en el momento de la encuesta (estado civil, nivel de estudios y su posición en el mercado de trabajo —ocupación-paro-inactividad—) pero desconocemos desde cuando está en ella. Es importante tener en cuenta que la familia-EPA es la familia del momento de la encuesta, lo que impide conocer los datos de la familia de origen de aquellos jóvenes que la han abandonado y atribuir a los padres los datos de los hijos ausentes.

Pese a estas limitaciones, la EPA permite un acercamiento razonable a la transmisión del capital humano entre padres e hijos, ya que a los 25 años aproximadamente el 86% de los varones y el 79 de las mujeres conviven con sus padres, pero también se impone cautela en la interpretación de los resultados ya que las características de los datos condicionan el tipo de estudio a realizar y su metodología. Por un lado, el análisis de la cantidad de hijos no traduce exactamente la fertilidad ya que se refiere únicamente a los hijos que conviven con sus madres por falta de información sobre los ausentes. Por otro lado, el análisis de la transmisión intergeneracional del capital humano queda limitado a dos generaciones sucesivas y se centrará en la duración de la escolarización con ayuda de modelos de duración con censuras por la izquierda (si el joven terminó los estudios a una edad que desconocemos) y por la

derecha (si permanece escolarizado en el momento de la encuesta), utilizando como variables explicativas el número de hermanos mayores y menores que conviven con el joven, la composición por sexo de los hermanos y de los restantes miembros del hogar, el máximo nivel de educación alcanzado por los padres y el carácter mono-parental (viudedad o divorcio) o biparental del hogar.

3. MODELO TEÓRICO DE ELECCIÓN ENTRE CANTIDAD Y CALIDAD DE HIJOS

Situados en el contexto de la teoría económica de la familia analizaremos la decisión conjunta en cantidad/calidad de hijos de acuerdo con el modelo de Becker y Lewis (1973) y Willis (1973) (ver también Becker 1991, 1992, Cigno 1991 y Razin y Sadka 1995) que parten del supuesto de que la sustitución de la cantidad por la calidad (menos hijos pero más educados) domina sobre la complementariedad (más hijos y más instruidos), en particular en las familias más acomodadas donde es factible observar que se sacrifica la cantidad en aras de mayor calidad.

Se trata, por tanto, de estudiar el número de hijos que desea una pareja en relación con el esfuerzo inversor que está dispuesta a realizar en su capacitación. En línea con el modelo sencillo de Razin y Sadka (1995) dejaremos de lado todo lo que rodea a la decisión inicial de emparejamiento como proyecto de vida en común y su eventual disolución ulterior. En todo caso, daremos por

supuesto que las decisiones tomadas son racionales, en el sentido de que con la información disponible los individuos optan por la mejor alternativa de que disponen para el ciclo de vida que les queda por recorrer. Supondremos, igualmente, que la dispersión natural de la fertilidad es ortogonal a través de los individuos y que la información y acceso a los métodos de control de la natalidad (evitar o estimular embarazos según los casos) son equitativos, en el sentido de que permiten a todas las parejas acceder con igual probabilidad al tamaño de la familia que desean.

En este contexto, cabe considerar a la pareja ya constituida como una unidad de percepción y de decisión, cuyo comportamiento puede ser analizado con ayuda de una función de utilidad que recoge sus preferencias conjuntas y de unos recursos disponibles cuya asignación a actividades concretas estará orientada a lograr la máxima satisfacción posible. Veámoslo:

$$U = U(c,n,q) \quad (1)$$

sujeto a:

$$c + nq \leq R$$

donde la función de utilidad de los padres U está definida por tres argumentos que responden a las propiedades de los bienes económicos normales: el nivel de consumo c , cantidad de hijos que desean n , y la calidad q que están dispuestos a ofrecerles. La naturaleza del bien indica que se prefiere más que menos de cada argumento (utilidad marginal es positiva

$\delta U/\delta i > 0$ con $i\{c,n,q\}$). La condición de normalidad implica que la demanda de cada argumento está positivamente correlacionada con el bienestar de la pareja, que resumiremos en la renta total permanente R ($\delta i/\delta R > 0$ con $i\{c,n,q\}$).

La singularidad del modelo está en la restricción financiera, que no responde a la forma habitual separable-aditiva: mientras c traduce el gasto en bienes¹, el producto nq recoge los recursos asignados a los hijos, de forma que q evalúa el coste de la calidad de cada hijo² y puede ser interpretado como el precio de n , es decir como la disposición marginal a pagar para educar al hijo $n+1$. Recíprocamente, podemos considerar que n refleja el precio de q en términos de hijos, de manera que la incorporación de mayores unidades de calidad se realiza al coste de producir menor número de hijos. Por tanto, se trata de unos *precios* recíprocos que no se determinan por comportamientos de diferentes hogares en un mercado competitivo sino que son *propios de la pareja*, que planifica menos hijos cuando desea incurrir en mayores costes en la calidad de cada uno de ellos o, viceversa, apunta a más calidad cuando puede pagar menos por ella sacrificando el número de hijos que está dispuesta a producir. En resumen, los atributos de cantidad y calidad son substitutivos imperfectos en el bienestar y susceptibles de autorregulación por

parte de la pareja que determina sus *propios precios*.

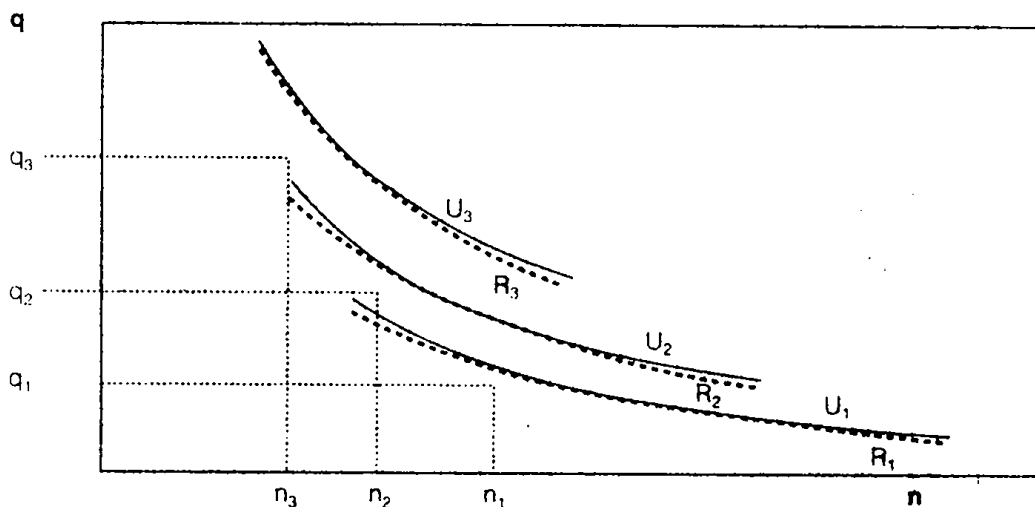
Llegados a este punto estamos en condiciones de afrontar uno de los principales problemas que plantea la teoría económica de la familia. ¿Cómo cabe pensar que los hijos son un bien normal cuando observamos que las familias de economías (países) humildes se reproducen más que las más acomodadas? La clave está en que el efecto renta→cantidad es positivo para los bienes normales, lo que quiere decir que el número de hijos aumenta con la renta siempre y cuando su precio (calidad) se mantenga fijo. Pero este no es nuestro caso, ya que aquí la pareja fija el *precio de sus hijos* que aumenta con la renta (los más ricos invierten más en sus hijos: el efecto renta→calidad es estrictamente positivo). En estas circunstancias, el efecto renta→cantidad de un bien normal será negativo siempre que la elasticidad renta del bien substitutivo sea superior a la unidad³. Por consiguiente, aun siendo los hijos un bien normal no es posible anticipar el signo del efecto renta sobre el número de hijos dado que la pareja decide el monto de las inversiones que desea para ellos, dándose el caso de que cuando estas inversiones crezcan a un ritmo proporcionalmente mayor que la renta será a costa de reducir el número de hijos por venir.

¹ En una presentación más detallada $c = p_x x$ donde x y p_x son los vectores de cantidad de bienes y precios.

² En un enfoque más general tendremos $q = p_z z$, donde z indica las unidades de calidad de las que se pretende dotar al hijo (p.e. número de años de escolarización) y p_z su precio medio.

³ Consideremos un incremento de renta ΔR , partiendo de la situación $nq = R$. En tal caso y despreciando el término de segundo orden ($\Delta n \Delta q \approx 0$), tendremos $q \Delta n + n \Delta q = \Delta R$, de donde aplicando el concepto de elasticidad renta a la cantidad ($e_n = \Delta n \cdot R/n \Delta R$) y a la calidad ($e_q = \Delta q \cdot R/q \Delta R$) y realizando operaciones sencillas se llega a la siguiente expresión $e_n + e_q = 1$, de forma que $e_q > 1 \Rightarrow e_n < 0$ y por tanto $\Delta n/\Delta R < 0$. C.Q.D.

Gráfico n.º 1. Elección de cantidad y calidad de los hijos en familias con diferente nivel de renta



El Gráfico n.º 1 representa estos hechos bajo el supuesto de que la familia decide sobre los hijos una vez fijado el nivel de consumo ($\max U(n,q)$ sujeto a $nq = R - c = R_n$ o renta disponible neta de consumo). Se distinguen tres situaciones E_1 , E_2 y E_3 que corresponden respectivamente a una familia modesta (R_1), a otra media (R_2) y a otra más acomodada (R_3). Aquí se aprecia que el paso de la situación 1 a la 2 y a la 3 se acompaña de un incremento de la disposición a invertir en la calidad q de los hijos en detrimento de la cantidad n .

Este modelo simplificado presenta varias implicaciones contrastables con la EPA. Utilizando la educación de los padres como variable «proxy» de la renta, cabe esperar *i)* que las parejas más

instruidas tengan, como media, menos hijos pero que los eduquen más que las menos instruidas; *ii)* que a igual educación de los padres los hijos de familias más numerosas sigan procesos de escolarización más cortos y *iii)* que las disoluciones matrimoniales (divorcio y viudedad) afecten negativamente a la educación de los hijos ya tenidos.

Esta última es una cuestión delicada que ha centrado nuestros trabajos anteriores de 1998 y 1999 y a la que aquí prestaremos una atención menor. La pregunta que nos hacemos es si el cabeza de familia de un hogar monoparental que se hace cargo de la prole tenida con su ex-cónyuge está o no condiciones de mantener el mismo nivel educativo de los hijos que cuando vivía

con su pareja. La respuesta es negativa, ya que después de la disolución del matrimonio el número de hijos se mantiene mientras la restricción presupuestaria se hace más acuciante, lo que se traduce en una reducción de las inversiones en educación de la prole heredada⁴.

4. INSTRUMENTOS ECONÓMICOS PARA CONTRASTAR LA TEORÍA

La teoría expuesta en el párrafo anterior pronostica que las familias más humildes se reproducen más pero invierten menos en cada hijo que las familias más acomodadas, y al mismo tiempo, que las rupturas matrimoniales se acompañan de una reducción en las inversiones que determinan la calidad de los hijos ya tenidos respecto al nivel que se alcanzaría en el caso de que esa contingencia no se diese. En el presente apartado expondremos los métodos analíticos que nos permiten contrastar estos predicados de la teoría con los datos de la EPA. En primer lugar prestaremos atención

⁴ A título ilustrativo consideremos el caso habitual en que la biparentalidad precede a la monoparentalidad y que la pareja elabora su plan familiar en la situación inicial (n_{bp}, q_{bp}) y que los recursos en tiempo y dinero se reducen con la disolución de la pareja ($R_{mp} < R_{bp}$) mientras el número de hijos se mantiene para el padre que se hace cargo de ellos ($n_{mp} = n_{bp}$) de donde resulta una merma en el esfuerzo dedicado a su educación ($q_{mp} < q_{bp}$). Veámoslo: el problema del cabeza de familia monoparental con hijos heredados de su emparejamiento puede resumirse de la siguiente manera: $\text{Max } U_{mp} = U(n_{bp}, q)$ s.a. $n_{bp} \cdot q \leq R_{mp}$, de donde resulta que $q_{mp} < q_{bp}$ ya que $R_{mp} < R_{bp}$, siendo q_{bp} el resultado de [1] con R_{bp} . En otras palabras, el decisor monoparental nunca alcanza el óptimo, ya que sólo puede elegir en segunda preferencia una solución subóptima que responde a la mejor de las opciones que tiene a su alcance (la restricción presupuestaria y la curva de indiferencia se cortan en lugar de ser tangentes).

a la elección del número de hijos y después nos centraremos en la decisión sobre su calidad entendida esta como las inversiones que reciben en capital humano.

4.1. Estimación de la relación entre la categoría socio-económica de los padres y el número de hijos

En las condiciones arriba mencionadas de ortogonalidad en la dispersión natural de la fertilidad y en la información y acceso a los métodos de control de la natalidad que garantizan a todas las parejas igual probabilidad de acierto en el tamaño de la familia que desean, el análisis de los efectos de las características de personales de los miembros de la pareja sobre su plan familiar (número de hijos) tiene cabida en el marco de la preferencia revelada: a igual edad, el número de hijos observados revela el orden de preferencia de la pareja por ellos.

Dado que la cantidad de hijos es un número natural, la econometría nos ofrece la posibilidad de utilizar un modelo Probit multinomial ordenado y un modelo de Poisson (count data) para estimar en términos de probabilidad el efecto de la heterogeneidad observada de las parejas sobre el número de hijos que tienen. Aquí utilizaremos un tratamiento Probit que, según sabemos por Cañada y Ramírez (1999), presenta el mejor ajuste. Esta técnica presupone que preferencias no observadas de los individuos por el número de hijos son continuas (PH^*) y dependen de las características socioeconómicas X observadas de la pareja. Sean

$$PH^* = \alpha X + v \quad (2)$$

donde es un término aleatorio que se supone sigue una distribución normal estándar. El número de hijos tenidos NH (0,1,2...n) es, sin embargo, una variable

discreta que permite ordenar las parejas de acuerdo con sus preferencias y agruparlas por grupos homogéneos dentro la función de distribución:

$$\begin{aligned}
 \text{Prb}(NH = 0) &= \text{Prb}(PH^* < \delta_1) = \text{Prb}(\alpha X + v < \delta_1) = \Phi(\delta_1 - \alpha X) \\
 \text{Prb}(NH = 1) &= \text{Prb}(\delta_1 \leq PH^* < \delta_2) = \Phi(\delta_2 - \alpha X) - \Phi(\delta_1 - \alpha X) \\
 \text{Prb}(NH = 2) &= \text{Prb}(\delta_2 \leq PH^* < \delta_3) = \Phi(\delta_3 - \alpha X) - \Phi(\delta_2 - \alpha X) \\
 \text{Prb}(NH = 3) &= \text{Prb}(\delta_3 \leq PH^* < \delta_4) = \Phi(\delta_4 - \alpha X) - \Phi(\delta_3 - \alpha X) \\
 &: &: &: \\
 \text{Prb}(NH = n) &= \text{Prb}(PH^* \geq \delta_n) = 1 - \Phi(\delta_n - \alpha X)
 \end{aligned} \tag{3}$$

siendo Φ la función de distribución normal y X el vector que recoge las características observadas de la pareja y del hogar, que en la EPA se limitan al nivel de estudios, al tamaño del hogar y a la situación laboral de sus miembros. Los parámetros a estimar son el vector α que cuantifica el efecto de las variables explicativas X y los hitos $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_n$ que fragmentan la muestra en grupos homogéneos por el número de hijos. Tomando con referencia el primer grupo (sin hijos) coeficientes α positivos (negativos) indican mayor preferencia por fertilidad baja (alta).

4.2. Estimación de la relación entre la categoría socio-económica de los padres y las inversiones en calidad de los hijos

Como en el caso anterior, nos movemos dentro del supuesto de ortogonalidad, lo que implica que las cualidades innatas de los jóvenes se distribuyen ortogonalmente entre la población y, por tanto, son ajenas a

cualquier atributo social o familiar que el individuo pueda exhibir. Dicho de otra forma, la diferenciación de los individuos sólo puede provenir de las inversiones en capital humano que reciben de la sociedad a través de sus padres. En tales circunstancias, centraremos nuestro esfuerzo en diferenciar a los jóvenes por la educación que reciben, dado que la EPA no recoge información sobre la salud individual. Así pues, consideraremos los años de permanencia en el sistema escolar y los niveles de titulación alcanzados a una edad determinada como indicadores básicos de las inversiones en capacitación que reciben los jóvenes, e indagaremos en qué medida estas inversiones están relacionadas con las características de la familia. De acuerdo con los predicados de la teoría sobre el efecto renta \rightarrow calidad, se trata de constatar *i*) si la educación de los hijos está positivamente correlacionada con la de los padres, *ii*) si a igualdad de otras cosas, mayor número de hijos está asociado a su menor educación y *iii*) si la monoparentalidad dificulta las trayectorias educativas y laborales de los hijos.

El instrumento adecuado para analizar la permanencia en el sistema escolar lo constituyen los modelos de duración que permiten estimar la edad de fin de estudios. Dado que la EPA no informa sobre los eventos biográficos del individuo sino únicamente sobre su situación en el momento de la encuesta, estamos obligados a una formulación específica de la función de verosimilitud que distinga jóvenes de cada edad según que permanezcan (supervivan) escolarizados o no. En tal caso, el proceso de salida del sistema escolar viene determinado por la siguiente expresión:

$$\log L = \sum K_{cd} \cdot \log S(T; \mathbf{Z}, \theta) + \sum K_{ci} \log(1 - S(T; \mathbf{Z}, \theta)) \quad (4)$$

Con

$$K_{cd} = 1 \text{ si el joven es estudiante} \\ 0 \text{ si ya no es; } K_{ci} = 1 - K_{cd}$$

donde los ponderadores K_{cd} y K_{ci} representan las censuras por la derecha (la persona permanece escolarizada) y por la izquierda (la persona ha finalizado sus estudios pero a una edad desconocida). Por otro lado, el vector \mathbf{Z} recoge la heterogeneidad observada del joven en relación con la educación de los padres y estructura del hogar y, finalmente, θ es el vector de parámetros a estimar que caracterizan la ley de referencia (λ y p , en el caso Weibull aquí aplicado).

La expresión (4) recoge la aportación de los estudiantes del momento a la función de verosimilitud en términos de la

función de supervivencia S , y la de quienes han terminado sus estudios a una edad no conocida en términos de la función de distribución F , complementaria de la anterior en la unidad $F = 1 - S$. Como es bien conocido (ver Cox y Oakes, 1984), la estimación de la función de verosimilitud de los modelos de duración (4) por el método de *tiempo acelerado* admite la siguiente transformación log lineal de la edad de transición (edad de fin de estudios en nuestro caso):

$$\text{Log (Edad-transición)} = \beta_0 + \beta_Z Z + \mu \quad (5)$$

donde el término aleatorio μ incluye la transformación que permite ajustar (4) a diversas funciones de distribución. Las pruebas realizadas ponen de manifiesto que la distribución Weibull ajusta mejor que las parametrizaciones alternativas⁵. Así pues, en ella nos centraremos. En (5) coeficientes β positivos (negativos) corresponden a variables que retrasan (adelantan) la edad de salida del sistema escolar, esto es que dan lugar a periodos de escolarización más largos (cortos).

5. ANÁLISIS DE RESULTADOS

5.1. Análisis de la cantidad de hijos

Las estimaciones de los modelos Probit ordenados que permiten analizar la fertilidad de las mujeres por grupos quinquenales de edad en corte

⁵ El Gráfico n.º 6 de la aplicación pone de manifiesto la calidad del ajuste Weibull practicado con los datos de las mujeres y de los varones.

transversal para 1998 y en aproximación pseudo-longitudinal entre 1988 y 1998, están recogidas respectivamente en las tablas A.1 y A.2 del Anexo. La interpretación de estos resultados debe tomarse con cautela, pues como ya sabemos, la EPA informa sobre los hijos que conviven con sus padres y no da ninguna información sobre quienes viven fuera del hogar paterno. Este hecho puede llevar emparejados sesgos importantes en caso de que las pautas de emancipación fuesen diferentes según la educación de la madre y/o en las distintas comunidades autónomas⁶.

El panel A de la tabla A.1 presta atención a todas las mujeres con experiencia matrimonial (casadas-emparejadas, divorciadas, viudas) mientras el panel B se limita a las que conviven con su pareja. En todos los casos la variable dependiente divide la muestra en cinco grupos ordenados por número creciente de hijos (0, 1, 2, 3 y 4 o más) y se toma como referencia las mujeres sin hijos, de forma que coeficientes positivos están asociados a variables que afectan negativamente a la fertilidad, es decir que aumentan la probabilidad de tener cero hijos y disminuyen gradualmente la de tener uno, dos, etc. y viceversa para el caso de coeficientes negativos.

El panel A considera como variables explicativas las seis comunidades autónomas bilingües de las tres áreas

lingüísticas españolas (GALICIA, PVASCO, NAVARRA, CATALUÑA, VALENCIA Y BALEARES), la participación laboral (ACTIVA) y los niveles de estudios terminados de la mujer (EDUC1 menos que primarios; EDUC3 secundarios y EDUC4 universitarios; siendo el grupo de referencia EDUC2 que recoge los estudios primarios y EGB1) que aproximan su nivel socio económico. En todos los grupos de edad se constata un efecto negativo de la educación sobre la fertilidad: las mujeres más instruidas tienen menos hijos que las menos instruidas⁷. Este es un resultado clásico, que tomado de forma aislada podría hacernos pensar que los hijos son un bien inferior (la demanda decrece cuando aumenta la renta), por lo que se requiere un análisis riguroso en el marco del modelo teórico de interacción entre cantidad/calidad de hijos que permita conocer el efecto de la educación de los padres en la calidad de los hijos, con el fin de verificar la existencia de un grado de sustitución de cantidad por calidad que traduce una elasticidad renta-calidad superior a la unidad.

Por otro lado y como era de esperar, las estimaciones ponen de manifiesto una relación negativa y significativa entre actividad y cantidad de hijos, lo que apunta en la dirección de que el coste de oportunidad de los hijos es más elevado para las mujeres que participan en el mercado. Respecto a las comunidades autónomas bilingües se constata una

⁶ En un estudio anterior pudimos constatar que los hijos de padres más instruidos permanecen durante más tiempo en el hogar (Cañada, 1997). Sin embargo no disponemos de información sobre la posible dispersión territorial a este respecto, tema que pretendemos abordar en un futuro próximo.

⁷ La menor significación de los coeficientes del grupo de mayor edad (45-49 años) puede estar relacionada con la emancipación de los jóvenes, situación que como sabemos la EPA no controla al estudiar el hogar paterno.

menor propensión a los hijos en las áreas del catalán y del euskera que en el resto del estado y en Galicia, donde las pautas de fertilidad responden al estándar del grupo de referencia.

El estudio con la muestra de las casadas que conviven con sus maridos (panel B) permite apreciar la influencia en la fertilidad de las diferencias de educación y edad entre los cónyuges. Tomando como referencia el grupo de cónyuges con la misma educación, se constata que el número de hijos es menor (mayor) cuando ellas son más (menos) educadas que sus maridos, verificándose al mismo tiempo que la actividad y los estudios propios desincentivan la reproducción. Tomando como referencia el grupo de esposas más jóvenes que sus maridos, los resultados muestran un efecto negativo y monótono de la edad relativa de la mujer sobre su fertilidad. Es interesante analizar estos resultados desde la perspectiva de entropía creciente en el mercado de matrimonios en el actual ciclo demográfico, donde se observa un estrechamiento en las cohortes que acceden a la edad del matrimonio. Los resultados del panel B confirman la dispersión territorial en los ciclos demográficos propios de las distintas comunidades autónomas.

La tabla A.2 presta atención a la evolución de los hechos anteriores a lo largo de la última década. Denominamos pseudo-longitudinal a esta aproximación puesto que la muestra de cada año recoge personas distintas en cada grupo de edad. Tomando como referencia 1998, se observa que la fertilidad decrece (casi monótonamente) en todos los grupos de

edad a lo largo de toda la década, lo cual está en sintonía con la grave crisis de la natalidad que sufren los países occidentales y que nos afecta con mayor intensidad, en particular desde nuestra integración en 1986 en la hoy denominada Unión Europea⁸.

Esta aproximación diacrónica verifica el efecto negativo de la actividad y de los estudios propios de las mujeres sobre la natalidad así como su dispersión territorial y, a su vez, pone de manifiesto la separación del ciclo demográfico y del ciclo económico, ya que las fuertes fluctuaciones de la actividad registradas durante la década de los 90's no aparecen reflejadas en la natalidad.

5.2. Análisis de la calidad de los hijos

Como ya hemos señalado, la educación de los jóvenes es un indicador razonable de la calidad de la población en general y del esfuerzo que dedican las familias a sus hijos, incluso en los países occidentales como el nuestro donde la existencia de escolarización obligatoria traslada a la escolarización post-obligatoria el estudio de la dispersión de las inversiones en educación que reciben los diferentes individuos. Así pues, trataremos de relacionar esta componente voluntaria que marca el margen de actuación de los padres con la estructura y con el nivel socio-económico de la familia y, además, prestaremos atención al posible efecto de bilingüismo institucional en la duración

⁸ Los informes de la ONU (1992) y de EUROSTAT (1992) pueden servir de ilustración de estos hechos.

Gráfico n.º 2. Proceso de salida del hogar paterno por sexo, EPA 1998

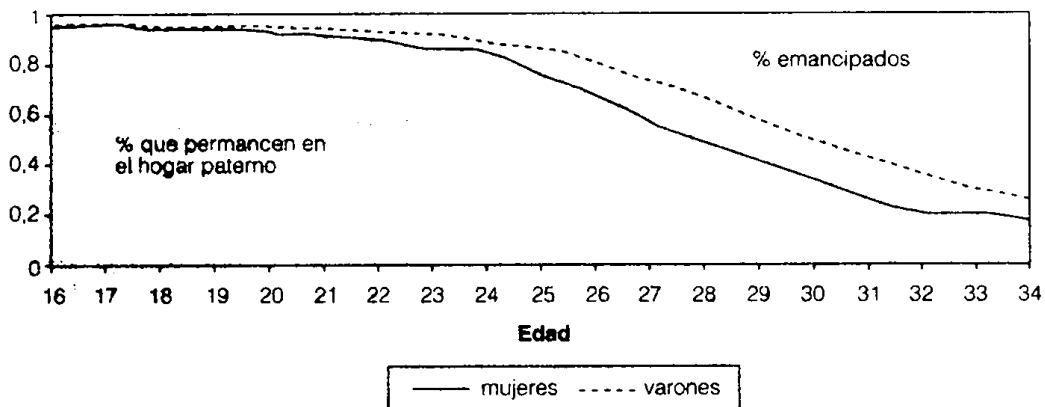
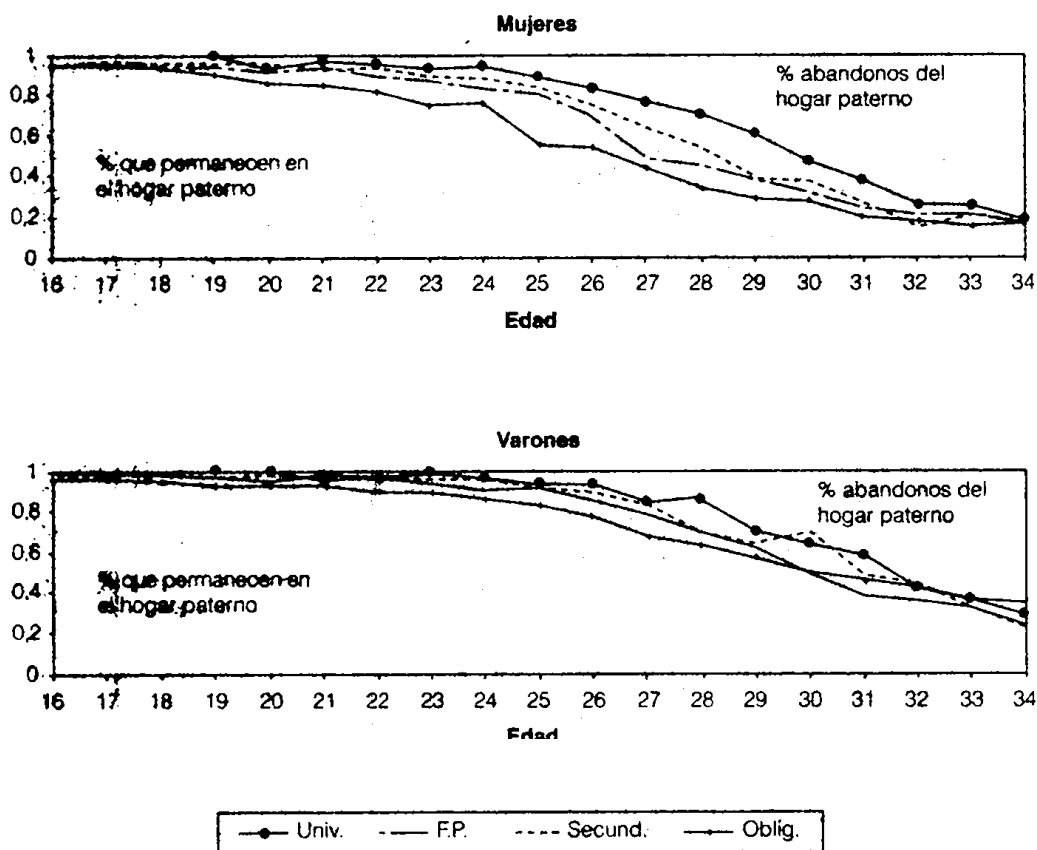


Gráfico n.º 3. Proceso de emancipación por niveles de educación, EPA 1998



de la escolarización de los jóvenes según la comunidad autónoma de residencia.

5.2.1. **Educación de los jóvenes en función de la convivencia o no con sus padres**

Dado que la EPA sólo recoge las familias del momento, y por tanto pierde la pista a las familias de origen de los jóvenes emancipados y en las familias mono-parentales es opaca a las características personales del progenitor ausente, comenzaremos analizando los perfiles de emancipación con la edad y el nivel de educación de los jóvenes en función de que convivan o no con sus padres o con sólo uno de ellos.

El Gráfico n.º 2, que describe los perfiles de convivencia en el hogar paterno de los jóvenes de cada sexo, pone de manifiesto el carácter tardío de los procesos de emancipación de los jóvenes españoles ya que a los 25 años sólo un 14% de los varones y un 21% de las mujeres han abandonado el hogar de origen. El Gráfico n.º 3, que presta atención a la emancipación por niveles de educación, muestra que la duración de los estudios está clara y positivamente relacionada con la permanencia en el hogar y que esta relación es más intensa en el caso de las mujeres, cuya horquilla de emancipación a los 25 años de edad va del 12% para las universitarias hasta el 44% en el caso de EGB1, mientras que en el caso de los varones de la misma edad y educación los emancipados son el 8% y el 20% respectivamente.

Los Gráficos n.º 4 y 5 prestan atención a la evolución con la edad de la

proporción de titulados de cada nivel de educación según tres situaciones familiares: emancipación, monoparentalidad y biparentalidad. La comparación de los perfiles de edad de los niveles máximo (universitarios) y mínimo (EGB1) verifica nuevamente la relación positiva entre la permanencia en el hogar paterno y la educación adquirida. Para los universitarios se comprueba que la mayor proporción se da entre los jóvenes que viven con los dos padres, a continuación están quienes conviven con un sólo progenitor y finalmente aparecen los emancipados. La situación es inversa en EGB1, donde la mayor proporción corresponde a los emancipados y la menor a quienes permanecen en casa y conviven con el papá y la mamá. Además, estos gráficos ponen de manifiesto el mayor nivel de instrucción de las mujeres frente a sus colegas varones (más del 40% de las jóvenes de entre 25 y 32 años que habitan con sus padres tienen titulación universitaria contra un 25% de los varones de igual grupo de edad).

Los resultados anteriores sugieren que la estructura de la familia no es neutral respecto a la educación de los jóvenes e instan a un estudio más profundo de estos hechos. El análisis que sigue tiene ese cometido. Obligados por las lagunas de la EPA, que no permite relacionar las características de los jóvenes emancipados con las de sus padres, hemos truncado la muestra a los 25 años⁹

⁹ Esta es una limitación evidentemente importante, ya los datos no permiten afrontar la corrección del potencial sesgo de selección asociado a la emancipación temprana.

Gráfico n.º 4. Efecto del tipo de familia en el nivel de educación de las hijas

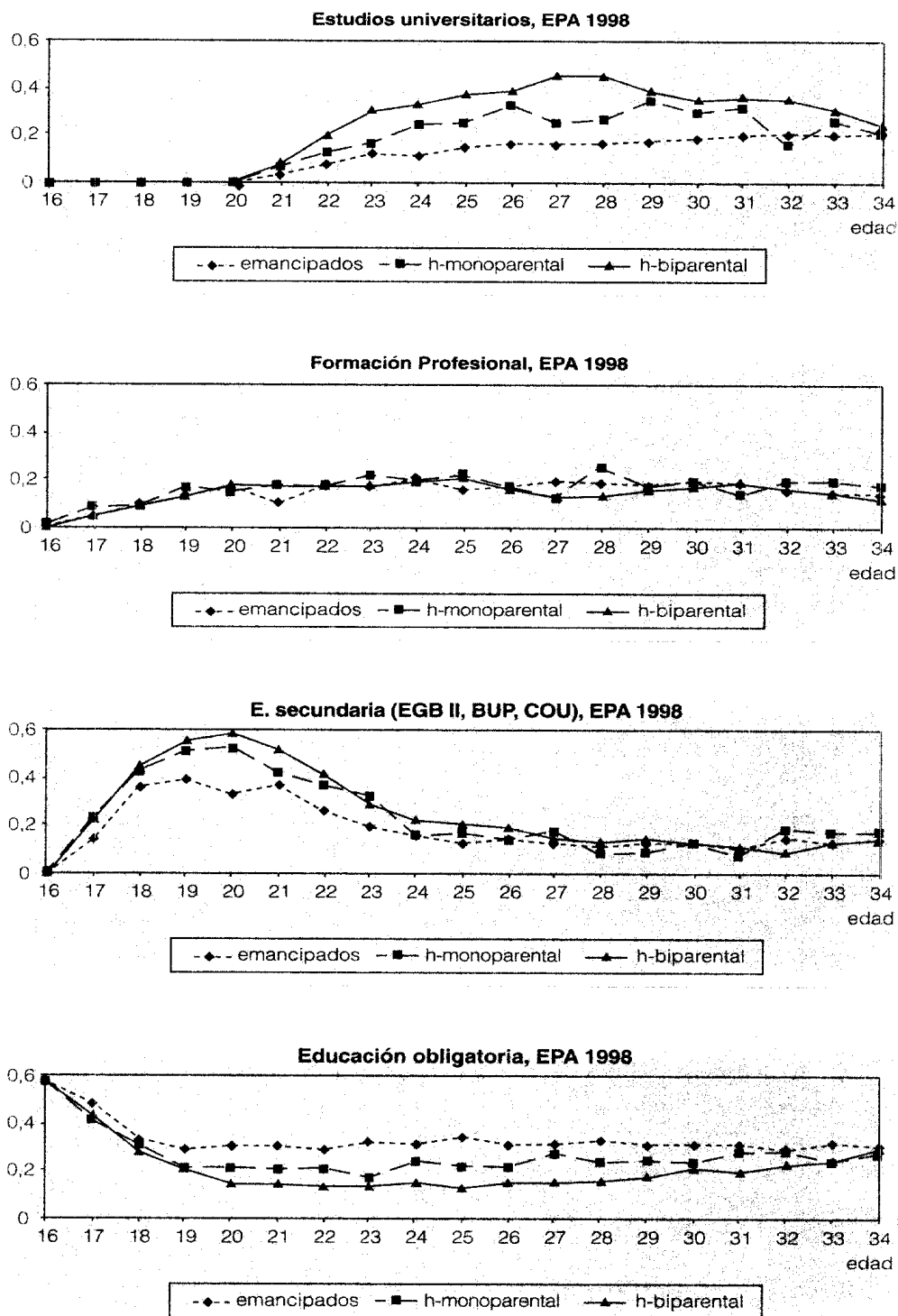
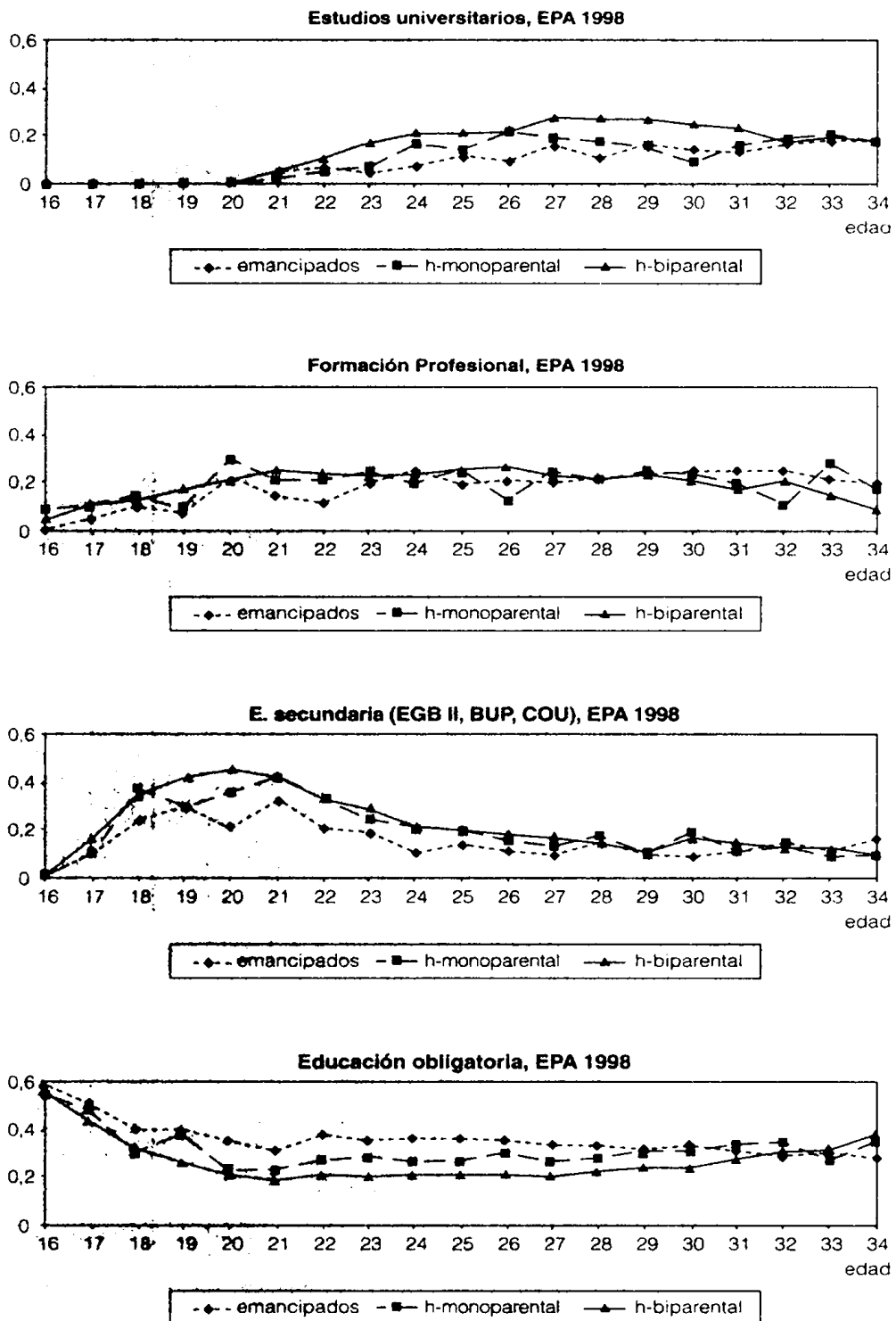


Gráfico n.º 5. Efecto del tipo de familia en el nivel de educación de los hijos

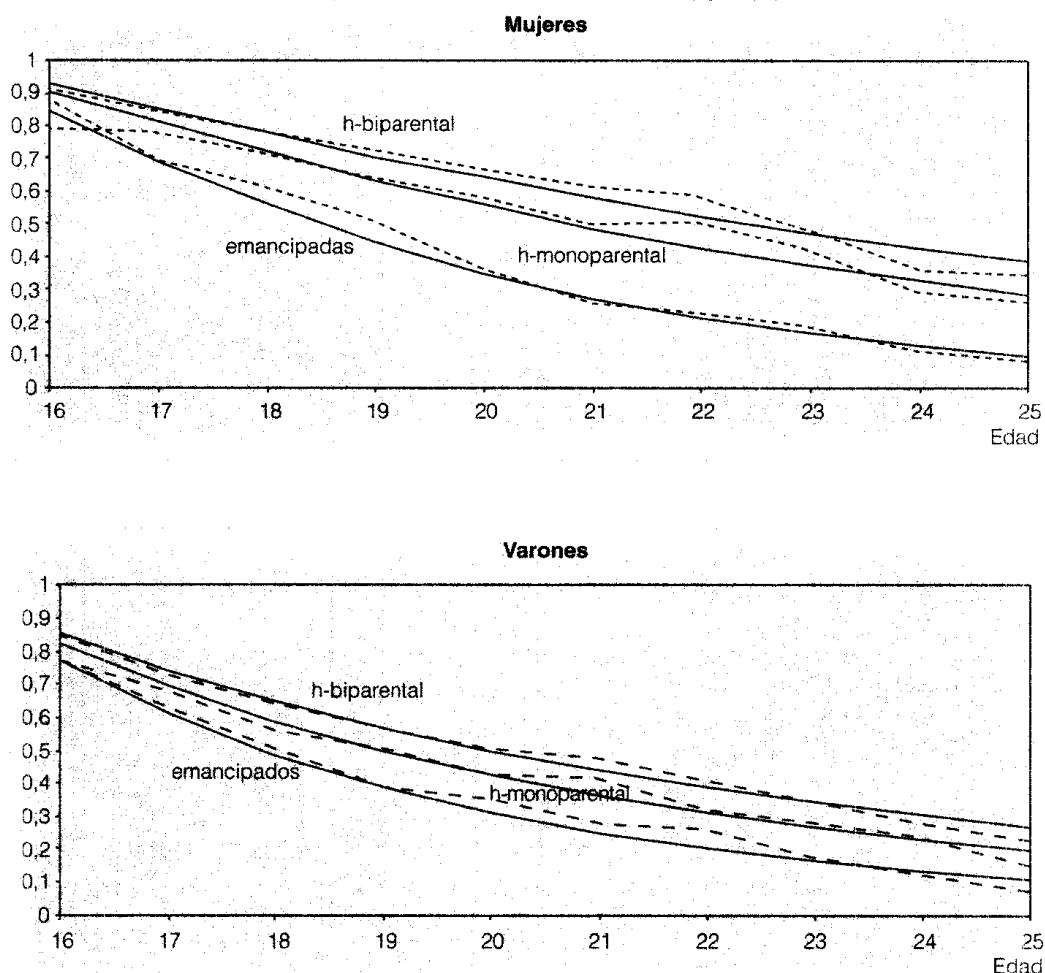


que, además, es una edad razonable para la terminación de las titulaciones universitarias de ciclo largo. Por otro lado, cabe recordar que la falta de fechas biográficas impone el uso de modelos de duración con censura por la izquierda (para los jóvenes que han terminado los estudios sin saber a qué edad) y por la derecha (caso de quienes siguen escolarizados en el momento de

la encuesta) presentados en las expresiones (4) y (5).

A modo ilustrativo de la calidad del ajuste obtenido con la parametrización Weibull, el Gráfico n.º 6 recoge los perfiles de edad de las tasas de escolarización de los jóvenes de cada sexo en función del tipo de hogar en que viven en sus versiones

Gráfico n.º 6. Efecto del tipo de familia en la duración de la escolarización. Ajuste Weibull. 1998



paramétrica y no paramétrica.

La tabla A.3 pone números a estos hechos. En ella se presentan los estadísticos que resumen el proceso de salida del sistema escolar de los jóvenes de cada sexo. El bloque A responde a las estimaciones de representadas en el Gráfico n.º 6 y el bloque B presenta los resultados que corresponden a una estimación donde las variables explicativas son las comunidades autónomas bilingües. En cada caso se presentan cuatro estadísticos, tres de duración y uno de permanencia: son la media o edad esperada de terminación de estudios (E_MED), la media truncada para la muestra observada de jóvenes entre 16 y 25 años (E_MEDT₁₆₋₂₅), la mediana o edad en que el 50% de la población ha salido del sistema escolar (MEDIANA) y la población que permanece escolarizada al término del período de observación (SUR₂₅).

En sintonía con los gráficos anteriores estos resultados confirman que las mujeres reciben más instrucción que los varones y que la convivencia en el hogar paterno induce la permanencia en el sistema educativo. En lo que sigue nos referiremos a la mediana, dejando al lector interesado el análisis en términos de la media y de la media truncada. Ahora podemos afirmar que en la mediana, las mujeres reciben 1.8 años más de educación que los varones y que una de cada tres permanece escolarizada después de los 25 años mientras que en el caso de los hombres es sólo uno de cada cuatro. Cuando se compara la situación más ventajosa con la menos

favorable, se observa que el desfase de duración alcanza los 3.7 años en el caso de las mujeres por 1.9 años en los varones, debiendo señalar que sólo una de cada diez mujeres emancipadas sigue escolarizada después de los 25 años por uno de cada ocho varones.

El panel B de la tabla A.3 muestra una importante dispersión territorial de la duración de los estudios. Ahora vemos que las tres comunidades mediterráneas del área del catalán siguen procesos de escolarización significativamente más cortos que las CCAA monolingües, mientras que los gallegos y en particular en las dos comunidades del euskera los jóvenes permanecen durante más tiempo en el sistema educativo. Estos resultados están en sintonía con los obtenidos por Sansegundo (1999) con otras bases de datos y aplicando procedimientos analíticos diferentes.

5.2.2. *Escolarización de los jóvenes que conviven en el hogar paterno*

Como se ha mencionado, este análisis se limita a los jóvenes de hasta 25 años que conviven en su hogar de origen. La tabla A.4 presenta las estimaciones que recogen el efecto de la heterogeneidad observada con la EPA sobre la calidad de los hijos. Además del sexo y de las mencionadas CCAA, se utilizan las siguientes variables explicativas:

- Estructura y tamaño de la familia (MONOPARENTAL = 1 si el joven convive con uno solo de sus progenitores; H-MAYORES y H-MENORES n.º de hermanos mayores y menores que conviven que con la persona;

OCUPADOS-H, PARADOS-H e INACTIVOS-H n.º de personas del hogar en las referidas situaciones; %HERMANAS y %MUJ-RMH composición femenina en % de los hermanos y de los restantes miembros del hogar); — Nivel máximo de educación de los padres (EDUCPYM1 = 1 si ambos cónyuges sin titulación alguna; EDUCPYM3 = 1 si el padre o la madre tienen como máximo nivel de estudios medios; EDUCPYM4 = 1 si al menos uno de los padres tiene nivel universitario; referencia EDUCPYM2 = 1 si estudios primarios o EGB1).

En sintonía con lo visto en los Gráficos n.ºs 3, 4 y 5, se constata que las mujeres reciben más educación que los varones (signo positivo de SEXO) y que los hijos de los matrimonios rotos incorporan menos capital humano que sus pares que viven en hogares biparentales (signo negativo y estadísticamente significativo de MONOPARENTAL). Este resultado es importante: confirma los predicados de la teoría sobre la acomodación de las pautas de comportamiento del tutor en el ámbito de la calidad una vez disuelta la pareja con hijos.

Se confirma igualmente que el efecto renta positivo sobre la calidad actúa en los dos sentidos. Por un lado, se verifica que los hijos de padres más instruidos reciben mayores inversiones en educación (efecto monótono y significativo de EDUCPYM). Por otro lado, el signo negativo y la significación estadística de H-MENORES y H-MAYORES ponen de manifiesto la existencia de una externalidad negativa del número de hermanos sobre la educación de cada uno de ellos.

En conformidad con los estadísticos presentados en la tabla A.3, el análisis por comunidades autónomas de la tabla A.4 pone en evidencia un déficit de educación en el área del catalán (Balears, Cataluña y Valencia) respecto al conjunto del estado, al mismo tiempo que en Galicia y sobre todo en la región del vasco (Navarra, y País Vasco) los jóvenes siguen procesos de escolarización más largos que los estándares nacionales.

En línea con los enfoques sociológicos recientes de Butcher y Case (1994), Kaestner (1997) y Huaser y Kuo (1998), hemos preguntado a los datos por el efecto de la composición por sexo de los hermanos y de los restantes miembros del hogar, obteniendo evidencia clara de que una mayor proporción de mujeres entre los adultos facilita la transmisión del capital humano escolar (signo positivo y significativo de %MUJ-RMH). El efecto de la proporción de hermanas resulta muy volátil, si bien igualmente positivo (%HERMANAS es únicamente significativo en el primer modelo).

El tratamiento por sexos separados confirma la mayor permanencia de las mujeres en el circuito escolar (coeficiente β_0 más elevado) e indica efectos de la familia del mismo signo y diferente intensidad en mujeres y varones. Los varones son más sensibles al efecto renta, pues obtienen mayores ventajas de la educación de los padres y salen más perjudicados por el número de hermanos. Además, los coeficientes de %HERMANAS sugieren una externalidad positiva de las hermanas hacia los hermanos, mientras que no se percibe ningún efecto dentro del mismo sexo.

El análisis pseudo-longitudinal de la tabla A.5 presenta un seguimiento durante diez años de las generaciones que tenían 16 años de edad en 1988 y 1989 hasta que alcanzaron los 25 en 1997 y 1998.

Aquí se pone de manifiesto que la generación de 16 años en 1989 sigue procesos de escolarización más largos que la generación precedente, lo que está en conformidad con el aumento continuado de la escolarización general en España durante las tres últimas décadas. Por otro lado, se confirma el efecto de la heterogeneidad familiar sobre la escolarización de los jóvenes de cada sexo y la dispersión regional de la tabla A.4, salvo en el caso de GALICIA que ahora aparece con duraciones de escolarización más cortas. La lectura conjunta de las tablas A.4 y A.5 sugiere un esfuerzo educativo diferencial en Galicia que en pocos años pasa de estar por debajo a estar por encima del estándar nacional, lo que coincide con la evidencia aportada por San Segundo (1999).

5.2.3. *Inserción laboral de los jóvenes*

A modo de complemento de la duración de la escolaridad, el análisis de las inversiones en calidad de los jóvenes contempla el análisis de sus trayectorias laborales. Es este apartado nos centraremos en la inserción al mercado de trabajo desde tres puntos de vista diferentes:

- acceso a la actividad, donde nos referimos al momento en que la persona conecta con el mercado, independientemente de que acceda directamente al empleo o de que presente su candidatura a través del paro.

- acceso a la experiencia laboral, entendiendo por tal el momento en que persona consigue su primer empleo. La diferencia entre esta situación y la anterior es el paro de primera búsqueda.

- acceso al empleo fijo, entendiendo por tal la edad a la que la persona consigue estabilizar su situación en un trabajo indefinido.

Siguiendo las pautas del análisis anterior, prestaremos atención al efecto de la convivencia o no con los padres, en primer lugar, y a continuación analizaremos los efectos de la familia de origen de aquellos jóvenes que permanecen en el hogar paterno.

En sintonía con el contenido de capital humano de uso general de la educación, el análisis de inserción se realiza por niveles de educación diferentes. Distinguiremos cuatro casos: estudios secundarios generales, FP, titulación universitaria de grado medio y titulación universitaria de grado superior. Por lo que respecta a la acotación de edades se ha tenido en cuenta la edad mínima de terminación, de manera que los niveles secundario y FP contemplan un intervalo de 18-30 años de edad, a los titulados universitarios de primer ciclo se les sigue entre los 21 y los 30 años, y a los universitarios de segundo ciclo entre los 23 y los 30.

Las tablas A.6 y A.7 estudian estos hechos para las mujeres y los varones en función de su permanencia o no en el hogar paterno y la tabla A.8 presta atención a los jóvenes de ambos sexos que conviven con su padres, con el fin de

captar la influencia de la heterogeneidad familiar en la inserción a la vida activa.

Tomando como referencia los emancipados, las tablas A.6 y A.7 ponen de manifiesto un claro efecto de la naturaleza del hogar en la inserción profesional de los jóvenes de cada sexo. Aquí vemos que salvo en el caso de la FP, los emancipados cubren antes sus procesos laborales que los jóvenes que permanecen en el hogar, donde se aprecia un sesgo a mayor retardo por parte de quienes conviven con sus dos padres. Por tanto, a igual nivel de educación, parte del efecto positivo de la naturaleza del hogar sobre la educación es absorbido por el retardo en la inserción laboral. Es importante señalar que el resultado anterior se obtiene una vez corregido por el estado civil, donde la comparación entre sexos pone de manifiesto las diferentes estrategias de mujeres y varones en las decisiones conjuntas de matrimonio y mercado: en los varones vemos que el matrimonio adelanta su presencia en el mercado e incentiva las inversiones de consolidación laboral, mientras que en las mujeres las cosas ocurren de manera distinta, ya que las casadas son significativamente más tardías en todos los procesos.

La dispersión territorial de la inserción no presenta la uniformidad mostrada en la duración de la educación por áreas lingüísticas. Ahora se constata que los jóvenes de Cataluña son, en ambos sexos, significativamente más rápidos en todos los procesos del mercado que sus pares de las CCAA no-bilingües, al mismo tiempo que los varones gallegos son más lentos. Los vascos no presentan diferencias significativas con el grupo de

referencia salvo en el caso de la FP, donde son más rápidos en ambos sexos y los varones universitarios de ciclo largo que presentan trazas de mayor celeridad en la inserción a la vida activa y en la superación del paro de primera búsqueda pero no en la consolidación de las carreras profesionales. Las restantes comunidades no presentan diferencias sistemáticas y las oscilaciones espurias de Baleares y Navarra tienen su origen en los reducidos tamaños muestrales por niveles de educación.

Debido al problema de pequeñas muestras de Baleares y Navarra, el análisis del efecto de la familia recogido en la tabla A.8 presenta un tratamiento conjunto de ambos sexos. La especificación de estos modelos difiere de sus equivalentes de la tabla A.4 ya que ahora RMH (restantes miembros del hogar) recoge en una única variable el efecto del número de personas no hermanos del individuo en cuestión.

Aquí se pone de manifiesto que las mujeres acceden antes al mercado pero obtienen un empleo fijo más tarde que los varones del mismo nivel de educación. Este resultado sugiere, o bien que ellas invierten con menor intensidad en el mercado, o bien que son objeto de segregación ocupacional que las relega a empleos precarios, lo cual estaría en sintonía con la división de papeles en el seno del hogar que todavía subsiste en la sociedad española. Por otro lado, se observa la ausencia de efectos sistemáticos de la familia sobre la situación laboral de los jóvenes, únicamente se aprecia que los hijos de los universitarios acceden más tarde al mercado pero obtienen sus empleos fijos en paridad con los demás.

Este resultado sugiere que aquellos disponen de un mayor salario de reserva y/o que están mejor informados, lo que les permite adoptar sus decisiones laborales con mayor templanza y sortear mejor las fases de precariedad laboral. En otro orden de cosas, cabe mencionar que estos resultados confirman la escasa simultaneidad de estudios y trabajo en los jóvenes españoles, ya que los estudiantes de cada nivel de estudios son significativamente más lentos que los no estudiantes del momento en todas las etapas de la inserción laboral.

Por lo que se refiere a las CCAA, se confirma la mayor celeridad de los jóvenes catalanes en todos los niveles de educación. Los vascos con estudios medios, FP y universitarios de ciclo largo, aunque más lentos que sus homólogos catalanes, acceden con mayor rapidez al mercado que los jóvenes del grupo de referencia, pero son más lentos en la consolidación de sus empleos, lo que sugiere que los jóvenes del País Vasco están más expuestos a la precariedad laboral que los de otras regiones.

6. CONSIDERACIONES FINALES

Desde la perspectiva de la transmisión del capital humano entre una generación y la siguiente, hemos analizado la transacción de los padres entre el número de hijos que desean y la educación que están en condiciones de ofrecerles. En concordancia con la teoría sobre cantidad y calidad de hijos, los resultados señalan que el nivel socio-económico de los padres está negativamente

correlacionado con el número de hijos que tienen y positivamente con la educación que les dan. Se constata igualmente que el efecto rentabilidad funciona también en sentido contrario, puesto que el número de hermanos supone una externalidad negativa en la educación de los jóvenes. El análisis comparativo entre sexos confirma que las mujeres reciben más educación y que los varones son más sensibles a los efectos de la familia y que, además, ellos se desarrollan mejor en un ambiente femenino. Las cosas son diferentes en lo que se refiere a la eficacia laboral de la instrucción, ya que no se aprecian efectos significativos de la familia en las trayectorias profesionales de los jóvenes de un determinado nivel de educación.

El análisis de la naturaleza del hogar es igualmente acorde con la teoría, en el sentido que los jóvenes que se desarrollan en hogares biparentales siguen procesos de escolarización más largos que quienes sufren la disolución del matrimonio de sus padres. Además, se constata la elección entre mercado y hogar, ya que en las mujeres la emancipación por el matrimonio disuade la presencia en el mercado y en los varones la incentiva y, además, las estimaciones de cada sexo corregidas por el estado civil asocian la emancipación con un adelanto de las edades de salida del sistema educativo y de entrada al mercado de trabajo.

La vertiente lingüística del estudio pone de manifiesto la existencia de pautas dispares en las comunidades bilingües. Por lo que se refiere a la fertilidad se constata que las mujeres que residen en las áreas de bilingüismo institucional se reproducen menos que las que residen

en el área del castellano. En el ámbito de la calidad se aprecia que los jóvenes que se desarrollan en el área del catalán siguen procesos de escolarización más cortos que el resto del estado, al contrario de lo que ocurre en Galicia y en las comunidades del euskera donde la permanencia en el sistema escolar es notablemente mayor. El análisis de la inserción laboral revela que en Cataluña los jóvenes acceden significativamente antes que en el resto de España al mercado de trabajo y al empleo fijo. Este hecho, sin embargo no se da en las Comunidades valenciana y balear donde los procesos de escolarización son también más cortos. Por tanto cabe rechazar la hipótesis que vincula la menor

educación en el área mediterránea del catalán con el mayor dinamismo del mercado de trabajo. En el País Vasco se constata mayor precariedad laboral de los jóvenes, ya que recibiendo más educación que el grupo de referencia y accediendo antes al mercado consiguen sus empleos fijos a edades más tardías.

El interés de los resultados obtenidos sugiere su verificación con otras fuentes de datos, como el Panel de Hogares del que ya se disponen ya de dos oleadas, que completen las lagunas de la EPA respecto a las variables de renta, a los datos biográficos básicos de la persona y a los de familia de origen en el caso de los emancipados.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BECKER G. (1991 enlarged edition): *A Treatise on the Family*, Harvard U.P.
- (1992): «Fertility and the Economy», *Journal of Population Economics*, 5:185-201.
- BECKER G. y LEWIS H.G. (1973): «On the Interaccion Between the Quantity and Quality of Children», *Journal of Political Economy*, 81 (2, pt 2): S279-S288.
- BECKER G. y TOMES N. (1986): «Human Capital and Raise and Fall of Families», *Journal of Labor Economics*, 4:s3-s39.
- BERHMAN J., POLLAK R. y TAUBMAN P. (1982): «Parental Preferences and Provisión of Progeny», *Journal of Political Economy*, 90:52-73
- BERHMAN J., ROSENZWEIG M. y TAUBMAN P. (1994): «Endowments and the Allocation of Schooling in the Market: the Twins Experiment», *Journal of Political Economy*, 102:1131-1174.
- BUTCHER K. y CASE A. (1994): «The Effect of Sibling Sex Composition on Women Education and Earnings», *Quarterly Journal of Economics*, CIX-3:531-563
- CAÑADA VICINAY J. (1997): «Emancipación, primer matrimonio e inserción laboral de los jóvenes españoles» en *La Edad de Emancipación de los Jóvenes* en R. Vergés (ed.), pp. 125-154, CCCB, Barcelona.
- (1998): «Efecto de las rupturas matrimoniales en las trayectorias educativas y laborales de los jóvenes» en Seminario *Divorcialidad y Disolución del Hogar* CCCB, Barcelona.
- CAÑADA VICINAY J. y RAMÍREZ MEDINA I. (1999): Quantity and Quality of Children: the effects of family structure and the dissolution of matrimony on the education and labor paths of daughters and sons» Working paper 13-99 STT/TSER.
- CIGNO A. (1991): *Economics of the Family*, Clarendon Press, Oxford.
- COX D. y OAKES D. (1984): *Analysis of Survival Data*, Chapman & Hall, London.
- EUROSTAT (1992): «Fertility Measurement and Changes in the European Countries»
- GOLDIN C. y POLACHEK S. (1987): «Residual Differences by Sex Perspectives of the Gender Gap in Earnings», *American Economic Review*, 77:143-151
- HAUSER R y FEATHERMAN D. (1976): «Equality of Schooling: Trends and Prospects», *Sociology of Education* 49(2): 99-120.
- HAUSER R. y Kuo H. (1998): «Does Gender Composition of Sibships Affect Women's Educational Attainment?», *Journal of Human Resources*, 33(3): 644-657
- KAESTNER R. (1997): «Are Brothers Really Better?: Sibling, Sex Composition and Educational Achievement Revisited», *Journal of Human Resources*, 32(2): 251-284.
- KEILMAN N, KUIJSTEN A. y VOSEEN AD. (ed, 1989): *Modeling Household Formation and Dissolution*, Clarendon Press, Oxford
- Kuo H. y HAUSER R. (1995): Trends on Family Effects on the Education of Black and White Brothers», *Sociology of Education*, 68(2): 136-160
- MINCER J. y POLACHEK S. (1974): «Family Investment in Human Capital: Earnings of Women», *Journal of Political Economy*, 82:s76-s108.
- NIXON L. (1997): «The Effect of Child Support Enforcement on Matital Dissolution», *Journal of Human Resources*, 32(1):159-181.
- RAZIN A. y SADKA E. (1995): *Population Economics* MIT, Cambridge Massachusetts.
- ROSENZWEIG M. (1986): «Birth Spacing and Sibling Inequality: Asymmetric Information within the Family», *International Economic Review*, 37:58-76
- SAN SEGUNDO M.J. (1999): «Financiación de la Enseñanza y Descentralización Regional» en *Descentralización de la Enseñanza*, A. Embid (ed.), Consejo de Universidades Madrid.
- SEWELL W., HAUSE R. y WOLF W. (1980): «Sex, Schooling and Occupational Status», *American Journal of Sociology*, 86(4): 551-583.
- WILLIS R. (1973): «A New Approach to the Economics of Fertility Behavior», *Journal of Political Economy*, 81 (2):s14-s64.
- UNITED NATIONS (1992): «Patterns of Fertility in Low-fertility Settings»
- ZAJONC R. y MARKUS G. (1975): «Birth Order and Intellectual Development», *Psychological Review*, 82:74-88
- ZAJONC R. (1976): «Family Configuration and Intelligence», *Science*, 92(April):227-236

Tabla A.1. Cantidad de hijos. Estimación Probit multinomial. Sección transversal 1998 (EPA, 2.º trimestre)

a) *Mujeres con experiencia marital por grupos quinquenales de edad*

Grupo de edad	25-29		30-34		35-39		40-44		45-49	
	β	Std Err	β	Std Err	β	Std Err	β	Std Err	β	Std Err
δ_1	-1,527	0,077 ^a	-1,903	0,051 ^a	-2,059	0,042 ^a	-2,074	0,041 ^a	-1,869	0,033 ^a
δ_2	-0,241	0,073 ^a	-0,728	0,047 ^a	-1,038	0,036 ^a	-1,071	0,032 ^a	-0,956	0,024 ^a
δ_3	1,080	0,083 ^a	0,807	0,048 ^a	0,572	0,034 ^a	0,360	0,030 ^a	0,299	0,023 ^a
δ_4	1,788	0,118 ^a	1,659	0,063 ^a	1,477	0,042 ^a	1,282	0,035 ^a	1,221	0,029 ^a
EDUC1	-0,818	0,168 ^a	-0,674	0,110 ^a	-0,494	0,080 ^a	-0,316	0,057 ^a	-0,065	0,047
EDUC2 (base)										
EDUC3	0,561	0,079 ^a	0,430	0,046 ^a	0,275	0,034 ^a	0,233	0,032 ^a	0,060	0,033 ^c
EDUC4	1,200	0,100 ^a	0,752	0,058 ^a	0,436	0,047 ^a	0,260	0,047 ^a	0,024	0,049
ACTIVA	0,672	0,051 ^a	0,398	0,034 ^a	0,301	0,030 ^a	0,196	0,050 ^a	0,166	0,050 ^a
PVASCO	0,312	0,131 ^b	0,343	0,076 ^a	0,339	0,068 ^a	0,298	0,064 ^a	0,264	0,061 ^a
NAVARRA	0,440	0,260 ^c	0,194	0,155	0,284	0,125 ^b	0,274	0,120 ^b	0,287	0,125 ^b
CATALUÑA	0,356	0,068 ^a	0,170	0,044 ^a	0,174	0,040 ^a	0,275	0,041 ^a	0,271	0,041 ^a
VALENCIA	0,202	0,073 ^a	0,124	0,052 ^b	0,106	0,047 ^b	0,125	0,049 ^b	0,127	0,048 ^b
BALEARES	0,374	0,176 ^b	0,315	0,105 ^a	-0,008	0,101	0,256	0,102 ^b	0,488	0,108 ^a
GALICIA	0,026	0,108	0,164	0,074 ^b	0,219	0,064 ^a	0,220	0,063 ^a	0,330	0,059 ^a
Resto España (base)										
N.º OBS	2316		4908		5848		5675		5368	
CHI-SQUARE	512,6		495,5		430,1		319,6		147,4	
GL	10		10		10		10		10	
-2 LOG L	4709,9		11301,5		13718,9		14003,4		1464,1	

Leyenda: a, b, c significación estadística al 99%, 95 y 90% respectivamente

Tabla A.1. **Cantidad de hijos. Estimación Probit multinomial. Sección transversal 1998 (EPA, 2.º trimestre) (continuación)**

b) *Mujeres casadas que conviven con su pareja*

Grupo de edad	25-29		30-34		35-39		40-44		45-49	
	β	Std Err	β	Std Err	β	Std Err	β	Std Err	β	Std Err
δ_1	-1,693	0,077 ^a	-2,053	0,057 ^a	-2,177	0,041 ^a	-2,147	0,040 ^a	-1,890	0,041 ^a
δ_2	-0,395	0,074 ^a	-0,869	0,053 ^a	-1,145	0,034 ^a	-1,149	0,030 ^a	-0,998	0,033 ^a
δ_3	0,935	0,085 ^a	0,714	0,053 ^a	0,496	0,034 ^a	0,315	0,029 ^a	0,277	0,031 ^a
δ_4	1,649	0,120 ^a	1,579	0,068 ^a	1,413	0,042 ^a	1,257	0,035 ^a	1,211	0,035 ^a
EDUC1	-0,896	0,171 ^a	-0,673	0,115 ^a	-0,529	0,082 ^a	-0,367	0,061 ^a	-0,045	0,049
EDUC2 (base)										
EDUC3	0,684	0,076 ^a	0,505	0,050 ^a	0,285	0,036 ^a	0,229	0,035 ^a	0,037	0,036
EDUC4	1,409	0,111 ^a	0,865	0,066 ^a	0,456	0,050 ^a	0,225	0,051 ^a	0,007	0,057
EDUC_W<H	0,318	0,090 ^a	0,183	0,054 ^a	0,126	0,043 ^a	0,067	0,040 ^c	-0,031	0,038
EDUC_W=H (base)										
EDUC_W>H	-0,107	0,070	-0,130	0,049 ^a	-0,090	0,041 ^b	-0,003	0,045	-0,008	0,051
EDAD_W<H (base)										
EDAD_W=H	0,299	0,088 ^a	0,149	0,050 ^a	0,198	0,047 ^a	-0,007	0,049	0,095	0,052 ^c
EDAD_W>H	0,344	0,094 ^a	0,441	0,034 ^a	0,370	0,042 ^a	0,279	0,044 ^a	0,245	0,045 ^a
ACTIVA	0,669	0,051 ^a	0,402	0,034 ^a	0,298	0,051 ^a	0,195	0,031 ^a	0,142	0,032 ^a
PVASCO	0,308	0,134 ^b	0,332	0,077 ^a	0,362	0,134 ^a	0,309	0,067 ^a	0,256	0,064 ^a
NAVARRA	0,421	0,261 ^c	0,133	0,157	0,301	0,126 ^b	0,361	0,126 ^a	0,301	0,128 ^b
CATALUÑA	0,363	0,069 ^a	0,162	0,045 ^a	0,152	0,041 ^a	0,283	0,042 ^a	0,236	0,043 ^a
VALENCIA	0,179	0,074 ^b	0,109	0,053 ^b	0,118	0,048 ^b	0,121	0,051 ^b	0,106	0,051 ^b
BALEARES	0,297	0,179 ^c	0,299	0,109 ^a	0,017	0,103	0,241	0,108 ^b	0,465	0,115 ^a
GALICIA	-0,009	0,111	0,151	0,077 ^b	0,227	0,066 ^a	0,209	0,065	0,362	0,062 ^a
Resto España (base)										
N.º OBS	2266		4752		5584		5256		4913	
CHI-SQUARE	546.7		687.6		510.2		333.6		150.4	
GL	14		14		14		14		14	
-2 LOG L	4573.7		10754.4		12893.5		12788.8		13293.2	

Legenda: a, b, c significación estadística al 99%, 95 y 90% respectivamente.

**Tabla A.2. Cantidad de hijos. Estimación Probit multinomial. Evolución 1998-1999
(EPA, 2.º trimestre)**

Mujeres con experiencia marital por grupos quinquenales de edad

Grupo de edad	25-29		30-34		35-39		40-44		45-49	
	β	Std Err	β	Std Err	β	Std Err	β	Std Err	β	Std Err
δ_1	-1,315	0,028 ^a	-1,784	0,020 ^a	-1,946	0,019 ^a	-1,844	0,017 ^a	-1,651	0,017 ^a
δ_2	0,004	0,027	-0,626	0,019 ^a	-0,967	0,017 ^a	-0,972	0,016 ^a	-0,792	0,016 ^a
δ_3	1,308	0,029 ^a	0,850	0,019 ^a	0,518	0,017 ^a	0,366	0,016 ^a	0,310	0,016 ^a
δ_4	2,064	0,034 ^a	1,685	0,021 ^a	1,413	0,018 ^a	1,225	0,016 ^a	1,113	0,017 ^a
EDUC1	-0,583	0,034 ^a	-0,539	0,023 ^a	-0,449	0,017 ^a	-0,276	0,014 ^a	-0,084	0,012 ^a
EDUC2 (base)										
EDUC3	0,454	0,015 ^a	0,352	0,011 ^a	0,281	0,010 ^a	0,169	0,011 ^a	0,013	0,012
EDUC4	0,973	0,024 ^a	0,665	0,016 ^a	0,402	0,015 ^a	0,201	0,016 ^a	-0,023	0,019
ACTIVA	0,544	0,013 ^a	0,353	0,010 ^a	0,245	0,009 ^a	0,169	0,010 ^a	0,125	0,010 ^a
PVASCO	0,229	0,031 ^a	0,301	0,021 ^a	0,280	0,020 ^a	0,260	0,021 ^a	0,092	0,019 ^a
NAVARRA	0,337	0,058 ^a	0,212	0,042 ^a	0,247	0,038 ^a	0,167	0,042 ^a	0,019	0,037
CATALUÑA	0,198	0,017 ^a	0,186	0,013 ^a	0,226	0,013 ^a	0,243	0,013 ^a	0,247	0,012 ^a
VALENCIA	0,150	0,019 ^a	0,162	0,015 ^a	0,122	0,015 ^a	0,065	0,015 ^a	0,063	0,015 ^a
BALEARES	0,062	0,040	0,099	0,033 ^a	0,161	0,032 ^a	0,190	0,033 ^a	0,293	0,032 ^a
GALICIA	-0,115	0,028 ^a	0,100	0,021 ^a	0,173	0,019 ^a	0,256	0,021 ^a	0,380	0,018 ^a
Resto España (base)										
1988	-0,331	0,030 ^a	-0,301	0,022 ^a	-0,339	0,021 ^a	-0,343	0,021 ^a	-0,221	0,021 ^a
1989	-0,308	0,030 ^a	-0,274	0,022 ^a	-0,315	0,021 ^a	-0,309	0,021 ^a	-0,195	0,021 ^a
1990	-0,288	0,030 ^a	-0,265	0,022 ^a	-0,292	0,021 ^a	-0,292	0,021 ^a	-0,178	0,021 ^a
1991	-0,302	0,030 ^a	-0,247	0,022 ^a	-0,225	0,021 ^a	-0,260	0,021 ^a	-0,147	0,021 ^a
1992	-0,232	0,030 ^a	-0,217	0,022 ^a	-0,201	0,021 ^a	-0,229	0,020 ^a	-0,117	0,020 ^a
1993	-0,230	0,030 ^a	-0,163	0,022 ^a	-0,206	0,021 ^a	-0,194	0,020 ^a	-0,097	0,020 ^a
1994	-0,183	0,030 ^a	-0,108	0,022 ^a	-0,136	0,021 ^a	-0,175	0,021 ^a	-0,104	0,020 ^a
1995	-0,148	0,031 ^a	-0,097	0,022 ^a	-0,125	0,020 ^a	-0,123	0,020 ^a	-0,092	0,020 ^a
1996	-0,168	0,032 ^a	-0,021	0,022	-0,072	0,020 ^a	-0,077	0,020 ^a	-0,066	0,020 ^a
1997	-0,071	0,033 ^b	-0,004	0,022	-0,029	0,020	-0,038	0,020 ^c	-0,019	0,020
1998 (base)										
N.º OBS	34214		54493		58948		58807		56921	
CHI-SQUARE	6759.6		7934.1		5974.5		3565.9		1424.8	
GL	20		20		20		20		20	
-2 LOG L	77330,6		131312,5		145951,5		155849,8		163783,3	

Leyenda: a, b, c significación estadística al 99%, 95 y 90% respectivamente

Tabla A.3. Estadísticos de la edad de salida del sistema educativo

a) Tipo de hogar en el momento de la encuesta

	Estadísticos	Toda la muestra	Hogar biparental	Hogar monoparental	Fuera del hogar paterno
Mujeres	E_MED	23,8	24,9	24,5	20,1
	E_MEDT ₁₆₋₂₅	20,0	20,0	19,9	19,2
	MEDIANA	22,0	22,7	22,3	19,0
	SURV ₂₅	0,315	0,363	0,344	0,104
Varones	E_MED	22,5	23,0	22,1	20,2
	E_MEDT ₁₆₋₂₅	19,5	19,5	19,4	19,1
	MEDIANA	20,2	20,4	19,8	18,5
	SURV ₂₆	0,240	0,260	0,221	0,124

b) Comunidades autónomas bilingües y con una sola lengua oficial

	Estadísticos	CCAA no bilingües	Cataluña	Valencia	Baleares	PVasco	Navarra	Galicia
Mujeres	E_MED	23.9	22.5	23.1	21.7	25.8	28.0	25.4
	E_MEDT ₁₆₋₂₅	20.0	19.8	19.9	19.7	20.2	20.3	20.1
	MEDIANA	22.2	21.0	21.5	20.4	23.6	25.3	23.3
	SURV ₂₅	0.322	0.241	0.278	0.193	0.409	0.493	0.391
Varones	E_MED	22.7	21.3	21.9	20.8	25.2	24.8	23.5
	E_MEDT ₁₆₋₂₅	19.5	19.3	19.4	19.2	19.5	19.7	19.6
	MEDIANA	20.3	19.3	19.7	19.0	21.9	21.7	20.7
	SURV ₂₅	0.248	0.177	0.208	0.152	0.34	0.337	0.276

Tabla A.4. Duración de la escolarización como proxy de la calidad de los hijos. Jóvenes entre 16 y 25 años; corte transversal 1998 (EPA 2º trimestre). Estimaciones Weibull con censura por la derecha y por la izquierda

Modelo	Ambos sexos			Mujeres			Varones		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3
β_0	1,922 (0,037)	1,695 (0,042)	1,652 (0,053)	2,220 (0,068)	2,151 (0,072)	2,090 (0,086)	1,961 (0,053)	1,644 (0,060)	1,648 (0,076)
SEXO (Mujer = 1)	0,373 (0,026) a	0,453 (0,028) a	0,459 (0,027) a						
H-MAYORES	-0,095 (0,011) a	-0,094 (0,012) b	-0,071 (0,020) b	-0,079 (0,016) a	-0,087 (0,017) a	-0,103 (0,027) a	-0,114 (0,016) a	-0,101 (0,018) a	-0,046 (0,030)
H-MENORES	-0,097 (0,010) a	-0,141 (0,011) a	-0,137 (0,014) a	-0,070 (0,014) a	-0,110 (0,016) a	-0,128 (0,019) a	-0,125 (0,015) a	-0,169 (0,017) a	-0,151 (0,020) a
%HERMANAS	0,077 (0,036) a	0,026 (0,038)	-0,005 (0,037)	0,051 (0,050)	0,030 (0,056)	0,02 (0,055)	0,155 (0,055) a	0,060 (0,060)	0,067 (0,059)
% MUJ-RMH	0,441 (0,062) a	0,420 (0,068) a	0,320 (0,066) a	0,423 (0,083) a	0,295 (0,089) a	0,190 (0,086) b	0,443 (0,089) a	0,526 (0,101) a	0,431 (0,099) a
MONOPARENTAL	-0,384 (0,033) a	-0,267 (0,036) a	-0,182 (0,039) a	-0,388 (0,045) a	-0,254 (0,047) a	-0,153 (0,051) a	-0,372 (0,048) a	-0,271 (0,054) a	-0,208 (0,058) a
EDUCPYM1		-0,538 (0,029) a	-0,522 (0,029) a		-0,505 (0,039) a	-0,483 (0,037) a		-0,558 (0,043) a	-0,548 (0,042) a
EDUCPYM3		0,579 (0,026) a	0,555 (0,025) a		0,480 (0,035) a	0,449 (0,034) a		0,660 (0,038) a	0,643 (0,037) a
EDUCPYM4		1,616 (0,053) a	1,528 (0,051) a		1,341 (0,071) a	1,247 (0,067) a		1,833 (0,077) a	1,754 (0,075) a
OCUPADOS_H			-0,049 (0,019) a			-0,014 (0,025)			-0,086 (0,028) a
PARADOS_H			-0,153 (0,022) a			-0,092 (0,029) a			-0,261 (0,033) a
INACTIVOS_H			0,142 (0,016) a			0,153 (0,022) a			0,129 (0,023) a
CATALUÑA	-0,268 (0,026) a	-0,335 (0,028) a	-0,298 (0,027) a	-0,235 (0,036) a	-0,294 (0,038) a	-0,261 (0,036) a	-0,295 (0,038) a	-0,371 (0,041) a	-0,330 (0,033) a
VALENCIA	-0,137 (0,030) a	-0,130 (0,032) a	-0,107 (0,031) a	-0,126 (0,041) a	-0,111 (0,043) b	-0,095 (0,041) b	-0,147 (0,043) a	-0,152 (0,046) a	-0,122 (0,044) a
BALEARES	-0,291 (0,068) a	-0,353 (0,072) a	-0,312 (0,069) a	-0,278 (0,096) a	-0,328 (0,100) a	-0,310 (0,096) a	-0,302 (0,094) a	-0,372 (0,101) a	-0,314 (0,097) a
PVASCO	0,228 (0,044) a	0,181 (0,047) a	0,175 (0,044) a	0,166 (0,060) a	0,122 (0,062) b	0,112 (0,060) c	0,281 (0,064) a	0,231 (0,060) a	0,229 (0,065) a
NAVARRA	0,337 (0,091) a	0,256 (0,094) a	0,207 (0,090) a	0,422 (0,128) a	0,374 (0,132) a	0,320 (0,127) b	0,254 (0,126) b	0,135 (0,132)	0,086 (0,128)
GALICIA	0,160 (0,040) a	0,163 (0,043) a	0,160 (0,041) a	0,224 (0,059) a	0,216 (0,062) a	0,200 (0,059) a	0,111 (0,056) b	0,121 (0,059) b	0,127 (0,058) b
a = 1/P	0,996 (0,018)	1,026 (0,022)	0,982 (0,019)	0,888 (0,024)	0,912 (0,025)	0,869 (0,024)	0,803 (0,027)	1,115 (0,029)	1,072 (0,029)
R.C.V.	16289	=	=	8745	=	=	7544	=	=
L.C.V.	12505	=	=	5005	=	=	7500	=	=
LLK.	-17338.2	-15691.9	-15481.3	-8107.3	-7468.4	-7379.5	9257.4	8202.0	-8076.2

Desviación típica entre paréntesis

Leyenda {a,b,c} → significativo al (99%, 95%, 90%).

Tabla A.5. Duración de la escolarización como proxy de la calidad de los hijos.
 Estudio pseudolongitudinal entre 1988 y 1998 de las
 generaciones de 16 años en 1988 y 1989. Estimaciones Weibull
 con censura por la derecha y por la izquierda

Modelo	Toda la muestra			Mujeres			Varones		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3
β_0	2,196 (0,024) a	1,936 (0,023) a	1,764 (0,036) a	2,737 (0,042) a	2,432 (0,036) a	2,205 (0,060) a	2,196 (0,024) a	1,933 (0,027) a	1,836 (0,048) a
G_1688	-0,144 (0,019) a	-0,089 (0,017) a	-0,095 (0,017) a	-0,188 (0,019) a	-0,127 (0,027) a	-0,132 (0,029) a	-0,112 (0,024) a	-0,061 (0,022) a	-0,066 (0,022) a
SEXO (mujer = 1)	0,513 (0,021) a	0,470 (0,018) a	0,475 (0,018) a						
NH-MAYORES	-0,148 (0,010) a	-0,138 (0,010) a	-0,102 (0,016) a	-0,113 (0,017) a	-0,098 (0,015) a	-0,078 (0,025) a	-0,173 (0,014) a	-0,168 (0,012) a	-0,121 (0,020) a
NH_MAYORES	-0,146 (0,009) a	-0,162 (0,008) a	-0,156 (0,009) a	-0,160 (0,014) a	-0,184 (0,012) a	-0,183 (0,014) a	-0,137 (0,011) a	-0,147 (0,010) a	-0,138 (0,012) a
MONOPARENTAL	-0,356 (0,030) a	-0,106 (0,026) a	-0,048 (0,029) c	-0,418 (0,047) a	-0,149 (0,041) a	-0,066 (0,045) a	-0,316 (0,039) a	-0,072 (0,0365) b	-0,036 (0,033)
EDUCPyM1		-0,756 (0,023) a	-0,743 (0,023) a		-0,828 (0,087) a	-0,790 (0,036) a		-0,702 (0,030) a	-0,706 (0,030) a
EDUCPyM3		0,878 (0,027) a	0,842 (0,027) a		0,910 (0,043) a	0,857 (0,042) a		0,856 (0,034) a	0,832 (0,035) a
EDUCPyM4		2,261 (0,054) a	2,153 (0,055) a		2,158 (0,084) a	2,018 (0,082) a		2,234 (0,072) a	2,256 (0,072) a
OCUPADOS_H			-0,060 (0,015) a			-0,028 (0,024) a			-0,083 (0,021) a
PARADOS_H			-0,229 (0,018) a			-0,243 (0,030) a			-0,218 (0,024) a
INACTIVOS_H			0,191 (0,013) a			0,225 (0,020) a			0,167 (0,017) a
CATALUÑA	-0,239 (0,029) a	-0,319 (0,024) a	-0,275 (0,024) a	-0,270 (0,042) a	-0,318 (0,037) a	-0,265 (0,038) a	-0,216 (0,034) a	-0,320 (0,032) a	-0,282 (0,032) a
VALENCIA	-0,250 (0,032) a	-0,229 (0,029) a	-0,190 (0,029) a	-0,094 (0,053) c	-0,065 (0,041) a	-0,022 (0,044) a	-0,354 (0,041) a	-0,344 (0,037) a	-0,309 (0,037) a
BALEARES	-0,364 (0,072) a	-0,388 (0,064) a	-0,355 (0,064) a	-0,325 (0,117) a	-0,348 (0,103) a	-0,330 (0,102) a	-0,394 (0,091) a	-0,418 (0,082) a	-0,384 (0,082) a
PVASCO	0,490 (0,045) a	0,242 (0,040) a	0,223 (0,040) a	0,631 (0,075) a	0,363 (0,066) a	0,355 (0,065) a	0,393 (0,057) a	0,154 (0,051) a	0,145 (0,052) a
NAVARRA	0,195 (0,088) b	-0,050 (0,079)	-0,074 (0,078)	0,442 (0,149) b	0,153 (0,130)	0,096 (0,124)	0,031 (0,110)	-0,153 (0,094)	-0,188 (0,099) b
GALICIA	-0,276 (0,043) a	0,207 (0,028) a	-0,216 (0,038) a	0,370 (0,043) a	0,297 (0,061) a	0,291 (0,060) a	0,211 (0,055) a	0,139 (0,049) a	0,160 (0,043) a
A = 1/P	1,621 (0,026)	1,417 (0,021)	1,621 (0,026)	1,702 (0,026)	1,482 (0,034)	1,451 (0,026)	1,567 (0,032)	1,417 (0,021)	1,361 (0,027)
R.C.V.	29627	=	=	15618	=	=	14095	=	=
L.C.V.	30326	=	=	12548	=	=	17778	=	=
L.L.K.	-38887.8	-35013.4	-34508.8	-18602.1	-17004.3	-16754.8	-20261.7	17963.4	17710.2

Desviación típica entre paréntesis

Leyenda {a,b,c} → significativo al (99%, 95%, 90%).

Tabla A.6. Inserción laboral de las mujeres por niveles de educación según que convivan o no en el hogar paterno

Niveles medios

Inserción	Bachiller y COU (18-30 años)						FP (18-30 años)					
	Actividad		Experiencia		Empleo fijo		Actividad		Experiencia		Empleo fijo	
	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err
β_0	2,048	0,053 ^a	2,177	0,050 ^a	2,587	0,057 ^a	1,363	0,101 ^a	1,791	0,091 ^a	2,738	0,087 ^a
BIPARENTAL	0,219	0,055 ^a	0,186	0,051 ^a	0,116	0,055 ^b	-0,101	0,097	0,024	0,091	0,177	0,083 ^b
MONOPARENTAL	0,122	0,070 ^c	0,114	0,066 ^c	0,168	0,078 ^b	-0,200	0,118 ^c	-0,118	0,110	0,222	0,104 ^b
CASADA	0,195	0,059 ^a	0,129	0,055 ^b	0,114	0,057 ^b	0,897	0,101 ^a	0,554	0,094 ^a	0,277	0,081 ^a
CATALUÑA	-0,284	0,041 ^a	-0,308	0,038 ^a	-0,178	0,042 ^a	-0,350	0,072 ^a	-0,394	0,068 ^a	-0,400	0,065 ^a
VALENCIA	-0,228	0,052 ^a	-0,188	0,049 ^a	-0,008	0,061	-0,096	0,082	-0,085	0,080	0,035	0,088
BALEARES	-0,231	0,094 ^a	-0,251	0,087 ^a	-0,052	0,105	-0,524	0,258 ^b	-0,758	0,237 ^a	-0,502	0,184 ^a
PVASCO	-0,081	0,067	-0,051	0,065	0,037	0,081	-0,405	0,109 ^a	-0,195	0,096 ^b	0,024	0,098
NAVARRA	-0,052	0,138	-0,159	0,126	-0,111	0,132	-0,148	0,191	-0,358	0,179 ^b	-0,272	0,165 ^c
GALICIA	0,077	0,067	0,138	0,067 ^b	0,075	0,078	0,059	0,104	0,075	0,103	-0,034	0,103
A=1/p	0,590	0,019	0,514	0,017	0,381	0,018	1,127	0,056	1,053	0,053	0,680	0,044
Nobs_cd	3805		4096		4867		936		1371		2759	
Nobs_ci	1530		1239		468		2601		2166		778	
Likd	-2,525E+03		-2,212E+03		-1,254E+03		-1,705E+03		-2,024E+03		-1,653E+03	

Niveles superiores

Inserción	Universitarias ciclo corto (21-30 años)						Universitarias ciclo largo (23-30 años)					
	Actividad		Experiencia		Empleo fijo		Actividad		Experiencia		Empleo fijo	
	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err
β_0	1,940	0,070 ^a	2,122	0,066 ^a	2,663	0,078 ^a	1,626	0,121 ^a	1,981	0,070 ^a	2,619	0,073 ^a
BIPARENTAL	0,100	0,070	0,174	0,070 ^b	0,255	0,081 ^a	0,254	0,101 ^b	0,356	0,077 ^a	0,265	0,079 ^a
MONOPARENTAL	0,193	0,091 ^b	0,188	0,091 ^b	0,182	0,106 ^c	0,167	0,122	0,158	0,087 ^c	0,227	0,096 ^b
CASADA	0,213	0,076 ^a	0,115	0,073	0,040	0,076	0,399	0,107 ^a	0,265	0,076 ^a	0,049	0,074
CATALUÑA	-0,173	0,055 ^a	-0,228	0,055 ^a	-0,232	0,064 ^a	-0,245	0,083 ^a	-0,288	0,065 ^a	-0,126	0,064 ^c
VALENCIA	0,031	0,060	0,043	0,062	0,059	0,082	-0,280	0,103 ^a	-0,143	0,075 ^c	0,176	0,098 ^c
BALEARES	-0,067	0,154	-0,202	0,147	-0,234	0,156 ^c	0,096	0,234	-0,054	0,183	0,133	0,225
PVASCO	-0,038	0,077	0,000	0,079	-0,037	0,099	-0,242	0,104 ^b	-0,121	0,075	-0,002	0,084
NAVARRA	-0,144	0,138	-0,221	0,134 ^a	0,083	0,198	-0,016	0,185	-0,207	0,141	0,054	0,170
GALICIA	0,122	0,077	0,074	0,080	0,032	0,103	0,244	0,123 ^b	0,046	0,095	0,325	0,139 ^a
A=1/p	0,582	0,038	0,550	0,037	0,449	0,042	0,787	0,102	0,580	0,058	0,424	0,052
Nobs_cd	746		996		1639		291		533		1086	
Nobs_ci	1258		1008		365		1090		848		295	
Likd	-1,131E+03		-1,165E+03		-8,258E+02		-6,883E+02		-8,882E+02		-7,454E+02	

Tabla A.7. Inserción laboral de los varones por niveles de educación según que convivan o no en el hogar paterno

Niveles medios

Inserción	Bachiller y COU (18-30 años)						FP (18-30 años)					
	Actividad		Experiencia		Empleo fijo		Actividad		Experiencia		Empleo fijo	
	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err
β_0	1,908	0,056 ^a	2,011	0,056 ^a	2,493	0,061 ^a	1,340	0,083 ^a	1,615	0,073 ^a	2,584	0,065 ^a
BIPARENTAL	0,264	0,059 ^a	0,267	0,058 ^a	0,149	0,062 ^b	0,018	0,080	0,002	0,073	0,024	0,064
MONOPARENTAL	0,209	0,069 ^a	0,222	0,068 ^a	0,246	0,077 ^a	-0,109	0,097	-0,063	0,088	0,050	0,081
CASADA	-0,470	0,089 ^a	-0,520	0,086 ^a	-0,226	0,069 ^a	-0,135	0,097	-0,261	0,089 ^a	-0,291	0,071 ^a
CATALUÑA	-0,165	0,043 ^a	-0,213	0,043 ^a	-0,095	0,046 ^b	-0,171	0,056 ^a	-0,211	0,052 ^a	-0,138	0,049 ^a
VALENCIA	0,077	0,061	0,063	0,062	0,059	0,067	0,024	0,073	-0,043	0,069	-0,068	0,068
BALEARES	-0,151	0,110	-0,228	0,109 ^b	-0,035	0,120	-0,283	0,182	-0,455	0,173 ^a	-0,187	0,137
PVASCO	-0,004	0,067	-0,006	0,067	0,104	0,084	-0,147	0,079 ^c	-0,208	0,073 ^a	0,074	0,072
NAVARRA	0,178	0,162	0,082	0,159	-0,021	0,173	-0,117	0,148	-0,331	0,142 ^b	-0,306	0,125 ^b
GALICIA	0,187	0,067 ^a	0,165	0,069 ^a	0,152	0,079 ^c	0,185	0,084 ^b	0,228	0,080 ^a	0,278	0,092 ^a
a=1/p	0,573	0,018	0,552	0,018	0,463	0,020	0,892	0,036	0,847	0,033	0,668	0,033
Nobs_cd	3169		3343		4053		851		1098		2590	
Nobs_ci	1563		1389		679		3015		2768		1276	
Likd	-2,252E+03		-2,138E+03		-1,532E+03		-1,512E+03		-1,741E+03		-2,073E+03	

Niveles superiores

Inserción	Universitarias ciclo corto (21-30 años)						Universitarias ciclo largo (23-30 años)					
	Actividad		Experiencia		Empleo fijo		Actividad		Experiencia		Empleo fijo	
	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err
β_0	1,885	0,066 ^a	2,000	0,057 ^a	2,631	0,066 ^a	1,861	0,110 ^a	2,075	0,097 ^a	2,559	0,086 ^a
BIPARENTAL	0,339	0,068 ^a	0,341	0,060 ^a	0,088	0,065	0,174	0,100 ^c	0,280	0,108 ^a	0,433	0,138 ^a
MONOPARENTAL	0,330	0,081 ^a	0,278	0,072 ^a	0,046	0,085	0,178	0,126	0,145	0,129	0,615	0,204 ^a
CASADA	-0,218	0,132 ^c	-0,213	0,109 ^b	-0,304	0,077 ^a	-0,214	0,142	-0,293	0,136 ^b	-0,193	0,116 ^c
CATALUÑA	-0,138	0,058 ^b	-0,160	0,054 ^a	-0,071	0,058	-0,343	0,088 ^a	-0,503	0,103 ^a	-0,228	0,094 ^b
VALENCIA	0,008	0,056	-0,002	0,053	0,007	0,067	0,001	0,100	0,019	0,112	-0,028	0,133
BALEARES	-0,066	0,127	-0,151	0,113	-0,158	0,103	-1,683	1144,186	-0,556	0,322 ^c	-0,304	0,294
PVASCO	0,063	0,064	0,059	0,061	0,060	0,087	-0,206	0,099 ^b	-0,230	0,103 ^b	0,188	0,138
NAVARRA	-0,080	0,153	-0,025	0,150	-0,220	0,164	-0,103	0,180	-0,225	0,197	-0,207	0,230
GALICIA	0,168	0,086 ^c	0,097	0,079	0,085	0,104	0,135	0,122	0,054	0,134	0,174	0,168
a=1/p	0,380	0,024	0,334	0,020	0,286	0,026	0,600	0,075	0,639	0,088	0,569	0,103
Nobs_cd	568		687		1043		210		345		671	
Nobs_ci	706		587		231		736		601		275	
Likd	-6,584E+02		-6,308E+02		-4,580E+02		-4,424E+02		-5,600E+02		-5,510E+02	

Tabla A.8. Inserción a la vida activa de los jóvenes que conviven en el hogar por niveles de educación. Corte Transversal 1998 (EPA, 2.º trimestre)

Niveles medios

Inserción	Bachiller y COU (18-30 años)						FP (18-30 años)					
	Actividad		Experiencia		Empleo fijo		Actividad		Experiencia		Empleo fijo	
	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err
β_0	0,495	0,178 ^a	1,009	0,193 ^a	2,097	0,208 ^a	0,105	0,255	0,968	0,192 ^a	2,844	0,153 ^a
SEXO (mujer=1)	-0,087	0,071	0,137	0,073 ^c	0,217	0,060 ^a	-0,530	0,103 ^a	0,171	0,076 ^b	0,203	0,065 ^a
%HERMANAS	-0,051	0,099	-0,173	0,102 ^c	0,054	0,112	0,269	0,137 ^b	0,096	0,107	0,078	0,089
%MUJ-RMH	-0,179	0,184	-0,184	0,082	0,038	0,204	-0,163	0,246	0,209	0,192	-0,183	0,138
NH-MAYORES	0,022	0,036	0,095	0,041 ^b	0,059	0,046	-0,005	0,042	-0,050	0,038	-0,039	0,032
NH-MENORES	-0,029	0,028	-0,039	0,029	-0,035	0,029	-0,070	0,039 ^c	-0,069	0,030 ^b	-0,006	0,024
RMH	0,288	0,068 ^a	0,221	0,072 ^a	0,127	0,083	0,114	0,086	-0,028	0,069	-0,096	0,055 ^c
MONOPARENTAL	0,218	0,114 ^b	0,197	0,117 ^c	0,322	0,113 ^b	0,179	0,156	-0,121	0,124	0,015	0,101
EDUCPyM1	-0,076	0,103	-0,083	0,100	0,243	0,108 ^b	-0,088	0,109	-0,044	0,082	0,283	0,071 ^a
EDUCPyM3	0,053	0,056	-0,017	0,058	0,019	0,063	0,080	0,080	0,037	0,064	0,008	0,051
EDUCPyM4	0,477	0,080 ^a	0,264	0,085 ^a	0,156	0,097 ^c	0,424	0,153 ^a	0,352	0,127 ^a	0,157	0,103
ESTUDIANTE	2,543	0,141 ^a	2,264	0,161 ^a	2,253	0,202 ^a	2,884	0,216 ^a	2,361	0,167 ^a	1,306	0,132 ^a
CATALUÑA	-0,311	0,070 ^a	-0,428	0,071 ^a	-0,191	0,071 ^a	-0,340	0,096 ^a	-0,376	0,074 ^a	-0,244	0,057 ^a
VALENCIA	-0,104	0,089	-0,212	0,092 ^b	0,064	0,100	-0,115	0,116	-0,135	0,093	0,093	0,084
BALEARES	-0,125	0,166	-0,370	0,170 ^b	0,148	0,200	-0,376	0,331	-0,774	0,268 ^a	-0,200	0,175
PVASCO	-0,102	0,110	-0,006	0,108	0,209	0,126 ^c	-0,598	0,156 ^a	-0,282	0,103 ^a	0,139	0,081 ^c
NAVARRA	0,073	0,241	-0,276	0,248	-0,463	0,232 ^b	-0,509	0,276 ^c	-0,808	0,216 ^a	-0,255	0,137 ^c
GALICIA	0,218	0,107 ^b	0,300	0,111 ^a	0,230	0,139 ^c	0,271	0,143 ^c	0,334	0,118 ^a	0,216	0,103 ^b
a = 1/P	1,003	0,047	1,007	0,050	0,101	0,053	1,609	0,101	1,387	0,075	0,799	0,044
Nobs_cd	6599		7022		8225		1476		2099		4453	
Nobs_ci	2389		1966		763		4320		3697		1343	
Likd	-2755,4		2484,7		1722,6		-1787,9		-2450,7		-1624,9	

Tabla A.8. Inserción a la vida activa de los jóvenes que conviven en el hogar por niveles de educación. Corte Transversal 1998 (EPA, 2.º trimestre) (continuación)

Niveles superiores

Inserción	Universidad ciclo corto (21-30 años)						Universidad ciclo largo (23-30 años)					
	Actividad		Experiencia		Empleo fijo		Actividad		Experiencia		Empleo fijo	
	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err	β	Std err
β_0	1.151	0,253 ^a	1.603	0,185 ^a	2.744	0,192 ^a	1.071	0,294 ^a	1.697	0,195 ^a	3.015	0,201 ^a
SEXO (mujer=1)	-0,655	0,113 ^a	-0,253	0,075 ^a	-0,142	0,075 ^c	-0,239	0,099 ^b	-0,072	0,071	0,121	0,072 ^c
%HERMANAS	0,242	0,129 ^c	0,107	0,099	0,092	0,100	0,006	0,126	0,105	0,097	-0,077	0,098
%MUJ-RMH	0,461	0,245 ^c	0,264	0,187	-0,255	0,194	0,302	0,298	0,124	0,207	-0,173	0,197
NH-MAYORES	-0,138	0,048 ^a	-0,048	0,039	0,035	0,044	0,072	0,054	0,073	0,044 ^c	-0,004	0,044
NH-MENORES	-0,109	0,037 ^a	-0,038	0,027	-0,030	0,025	0,013	0,031	0,108	0,071	0,004	0,022
RMH	0,008	0,085	0,075	0,070	0,085	0,078	0,015	0,091	0,108	0,071	-0,052	0,068
MONOPARENTAL	-0,026	0,155	-0,165	0,124	0,046	0,132	-0,162	0,187	-0,225	0,131 ^c	-0,025	0,125
EDUCPyM1	0,280	0,126 ^b	0,261	0,101 ^a	0,245	0,115	0,130	0,157	0,113	0,123	0,065	0,134
EDUCPyM3	0,025	0,077	0,055	0,059	0,001	0,059	0,227	0,089 ^b	-0,083	0,063	-0,146	0,066 ^b
EDUCPyM4	0,468	0,099 ^a	0,229	0,071 ^a	0,034	0,067	0,132	0,086	-0,065	0,062	-0,172	0,066 ^a
ESTUDIANTE	1,959	0,244 ^a	1,465	0,158 ^a	0,797	0,123 ^a	1,480	0,236 ^a	1,184	0,159 ^a	1,094	0,183 ^a
CATALUÑA	-0,293	0,110 ^a	-0,315	0,080 ^a	-0,156	0,071 ^b	-0,179	0,103 ^c	-0,239	0,076 ^a	0,077	0,077
VALENCIA	-0,144	0,109	-0,062	0,086	-0,031	0,086	-0,205	0,120 ^c	-0,110	0,091	0,086	0,098
BALEARES	-0,254	0,308	-0,425	0,218 ^b	-0,393	0,150 ^a	0,097	0,290	-0,199	0,229	0,198	0,254
PVASCO	0,084	0,125	0,168	0,098 ^c	0,038	0,101	-0,249	0,130 ^c	-0,181	0,088 ^b	0,172	0,094 ^c
NAVARRA	-0,760	0,279 ^a	-0,475	0,198 ^b	0,033	0,224	-0,353	0,239	-0,491	0,185 ^a	-0,086	0,169
GALICIA	0,097	0,148	0,091	0,116	0,126	0,126	0,142	0,153	-0,025	0,122	0,208	0,141
a = 1/P	0,904	0,101	0,741	0,075	0,483	0,044	0,904	0,137	0,751	0,087	0,495	0,062
Nobs_cd	1229		1577		2385		451		790		1508	
Nobs_ci	1540		1192		384		1427		1088		370	
Likd	-1025.3		-1149.6		-879.2		-681.4		-1026.7		-878.8	