

# Explorando el Abandono del Hogar de los jóvenes españoles. La decisión de “volar del nido”

Iñaki Vázquez y José Alberto Molina  
Departamento de Análisis Económico, Universidad de Zaragoza

Si bien no existen demasiados estudios empíricos al respecto, es evidente que en nuestro país durante los últimos veinte años se ha producido una alteración de la composición de la familia, con una mayor permanencia de los hijos en el hogar familiar. Así, la decisión de abandonarlo se produce a edades muy avanzadas, y normalmente ligada al hecho de la formación de un nuevo núcleo familiar. El objetivo de este trabajo es el estudio del efecto que diversos factores socio-demográficos y económicos tienen sobre la decisión de los jóvenes adultos españoles de abandonar el hogar familiar, y así ver cuales influyen positivamente sobre el retraso en la toma de esa decisión. En concreto nos centraremos en variables que suscitan mayor polémica, como los ingresos personales, los ingresos familiares o el precio de la vivienda. Para ello, utilizaremos una muestra de más de 4.000 jóvenes españoles entre 18 y 35 años a lo largo de las ocho olas disponibles del Panel de Hogares de la Unión Europea, siendo posible algo hasta el momento no utilizado en ningún trabajo previo, el seguimiento de los individuos a lo largo del tiempo. De acuerdo a un marco teórico estándar, utilizaremos técnicas econométricas más avanzadas que posibiliten la explotación de este análisis dinámico de la decisión en sí misma, técnicas nunca utilizadas para el caso español; un biprobit de selección tipo van de Ven y van Praag (1981). La metodología utilizada incluye como instrumental la aproximación más común, la estática (Fernández-Cordón 1997, Holdsworth, et al 2002, Martínez- Granado y Ruiz-Castillo 2002, Laferrère y Bessière 2003).

Iñaki Vázquez Martínez. Departamento de Análisis Económico. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Zaragoza. Gran Vía, 2. 50005. Zaragoza. Spain. Tel: 34 976 761000 ext. 4620. Fax: 34 976 761996. E-mail: [ivazmar@unizar.es](mailto:ivazmar@unizar.es).

José Alberto Molina. Departamento de Análisis Económico. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Zaragoza. Gran Vía, 2. 50005. Zaragoza. Spain. Tel: 34 976 761818. Fax: 34 976 761996. E-mail: [jamolina@unizar.es](mailto:jamolina@unizar.es)

# INTRODUCCIÓN

El abandono del hogar familiar por parte de los hijos no sólo consiste en un acto de búsqueda de mayor libertad e independencia de los padres, sino también, de acuerdo a sociólogos y demógrafos, una situación más del proceso social natural de construcción familiar. Siendo esta última la única explicación contemplada hasta mediados del siglo pasado, con el aumento de la esperanza de vida, y el retraso en la edad del matrimonio en la mayoría de los países occidentales, era evidente entonces que la edad a la que se iba a abandonar el hogar aumentaría. Sin embargo como economistas no podemos considerar sólo estas causas puramente demográficas y/o socio-históricas como explicativas del cien por cien del fenómeno. Tampoco debemos olvidar que en la actualidad el abandono del “nido” puede no encontrarse ligado exclusivamente a la formación de una familia, ya que el espectro de transiciones en el ciclo de vida del joven se ha ampliado con nuevas situaciones como pueda ser su tardía incorporación al mercado de trabajo, o la realización de estudios superiores complementarios. Así se hace necesario un análisis formal de los factores que hacen que un joven adulto decida permanecer en el hogar familiar, sean personales, sociales, o económicos. Dos hechos comprobados y relevantes.

En los últimos años, se ha producido un retraso de la edad media a la cual el joven decide abandonar el hogar familiar, mayor en el caso de los países del Sur de Europa. Si a mediados de los ochenta las tasa de coresidencia de jóvenes entre 25 y 29 años en países como España, Italia y Grecia oscilaba alrededor del 50% (38% para Portugal), en 2002 estas tasas han pasado a ser del 73% para Italia, el 70% para Grecia, 67% para España, y el 58% para Portugal. En países como Francia, Holanda y Gran Bretaña estas tasas variaban entre el 20 y el 22% en 2002, manteniéndose más estables respecto a los 80's que en los países anteriores (Becker et al., 2005).

Dentro de esta tendencia existen diferencias a nivel intraeuropeo, adicionalmente a las citadas tasas de coresidencia, pudiéndose identificar dos patrones de comportamiento (Billari et al. 2001, Iacovou, 2001, Blanco y Kluge, 2002, Ghidoni, 2002), el Noroeste y el Sureste (Fernández Córdón, 1997). No sólo existen diferencias en cuanto a la media de edad a la que se abandona el hogar, en el Sur de Europa (España, Italia y Grecia) es de 29 años, tres más que en los países del Norte, sino también en cuanto al destino del joven emancipado, a su estatus marital, o el régimen de

tenencia de la nueva residencia. Concretamente, el abandono del hogar del joven español sigue estando ligado fundamentalmente a su matrimonio, por lo que su destino es la vida en pareja, y el régimen de tenencia de su hogar depende de la historia familiar, pesando más ésta que la clase social a la que pertenezca, (Cabré Pla y Módenes Cabrerizo, 2004). Veremos más adelante si nuestra muestra respalda estos hechos.

Inicialmente el objetivo de este trabajo pasa por la descripción en primera instancia de la situación de aquellos jóvenes que viven en casa con sus progenitores, comparándola con aquellos que ya han tomado la decisión de vivir de manera independiente. Esta descripción inicial no superaría las aportaciones de autores como Holdsworth et al. (2002) o Martínez-Granado y Ruiz-Castillo (2002) que han utilizado datos de cortes transversales para el análisis, al menos más allá de la utilización de otra fuente de datos alternativa a la Encuesta Socio-Demográfica o la Encuesta de Presupuestos Familiares del INE, como puede ser el Panel de Hogares de la Unión Europea elaborado por Eurostat.

La segunda parte del trabajo realizado constituye la formalización del objetivo en sí mismo, el estudio del efecto de diversos factores socio-demográficos y económicos sobre la decisión de los jóvenes adultos españoles de abandonar el hogar familiar. Es decir, queremos estudiar qué factores influyen en qué sentido sobre la decisión, pudiendo deducir así cuales pueden ser las causas económicas que hacen que el joven adulto retrase su salida del “nido”. En concreto nos centraremos en variables que suscitan mayor polémica, como los ingresos personales, los ingresos familiares o el precio de la vivienda. La utilización de la base de datos disponible nos limitará en cuanto a la información a considerar, pero nos proporciona algo hasta el momento no utilizado en ningún trabajo previo, la posibilidad de seguimiento de los agentes a lo largo de sus ocho olas, pudiéndose así introducir la dimensión dinámica para el estudio de nuestro problema. En esta segunda parte de nuestro estudio, utilizaremos, de acuerdo a un marco teórico estándar, técnicas econométricas más avanzadas que posibiliten la explotación de este análisis dinámico de la decisión en sí misma, técnicas nunca utilizadas para el caso español. La metodología utilizada incluye como instrumental la aproximación más común, la estática.

## CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA

Los datos de España utilizados en este trabajo han sido obtenidos de las ocho primeras olas del *Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE)* correspondientes a los años comprendidos entre 1994 y 2001, cuya fuente española es el Instituto Nacional de Estadística, armonizado por EUROSTAT. Como ocurría en el capítulo anterior, dado que existe un retardo en los datos disponibles de los diferentes tipos de ingresos tanto individuales como del hogar, debemos solapar cada una de las olas, resultado de lo cual sólo podemos hacer uso de las siete primeras. Consideraremos como jóvenes adultos aquellos cuya edad se encuentre comprendida entre los 18 y los 35 años.

Antes de comenzar concretando nuestra muestra, debemos preguntarnos el modo en que debemos abordar el problema, y en consecuencia elaborar una estrategia que nos permita seleccionar óptimamente la muestra necesaria. Sabemos por una parte que el *PHOGUE* pierde a los individuos una vez que estos abandonan el hogar de referencia, por lo que su seguimiento tras tomar la decisión de abandonar el hogar es imposible. Por otro lado tenemos una muestra censurada por la izquierda, dado que si tenemos en cuenta los jóvenes individuos que en la primera ola todavía viven con sus padres, y en consecuencia son susceptibles de tomar la decisión de permanecer en su situación contemporánea o no, obviamos aquellos que a fecha de elaboración de la primera de las olas ya habían tomado la decisión. Así la muestra elegida inicialmente no es aleatoria y por tanto todos los resultados derivados de la aplicación de las habituales herramientas econométricas estarán sesgados. Afortunadamente existe un método para superar este segundo problema, hasta el momento escasamente aplicado (Aassve, Billari y Ongaro 2001), basado en el modelo de sesgo de selección de Heckman (1979), y desarrollado en contexto en los que las decisiones de la muestra no aleatoria son dicotómicas, Van De Ven y Van Praag (1981). Concretaremos en qué consiste en el apartado de metodología. En cuanto al primer problema es superable también si asumimos que son los valores de las variables en el período  $t-1$  las que hacen que un joven abandone su hogar entre ese período y el período  $t$ . Es decir, el joven adulto no toma la decisión y la ejecuta en el mismo período, sino que según su situación en el momento  $t-1$ , decide si en el momento  $t$  seguirá en casa de sus padres o no. Así, un individuo entre 18 y 35 años que vive con sus padres inicialmente, asumimos que abandona el

hogar de referencia al año siguiente si: primero, ese año el hogar continúa en el panel; segundo: este joven desaparece como perteneciente al mismo.

En este punto está claro que necesitamos dos muestras en principio separadas: por un lado los individuos que no viven con sus padres en cada uno de los períodos, y por otro el seguimiento del grupo de individuos que en la primera de las olas disponibles todavía viven con sus padres, y que van abandonando el hogar a lo largo del panel.

Partiendo de una muestra potencial de 7x7.000 individuos aproximadamente, nuestra muestra inicial de jóvenes adultos entre 18 y 35 años ha consistido en un total de 29.875 individuos, de los cuales 14.933, casi el 50%, no viven con sus padres. El seguimiento a lo largo del panel ha partido de una muestra inicial de 8.125 observaciones de varones y 6.817 de mujeres. En concreto hemos seguido a 1.801 hombres y 1.448 mujeres a lo largo de siete años. Este número de individuos se ha visto reducido en alguna de las etapas de estimación. A continuación, en las tablas 1 y 2, desglosamos el número de individuos por año que van abandonando el hogar familiar. Todos ellos pertenecen a la muestra que vamos seguir en el panel. Los datos han sido desagregados adicionalmente por sexo.

El carácter decreciente de la muestra anual es motivado por el abandono progresivo de los hijos del hogar paterno, no cubierto por los hijos que van cumpliendo 18 años en períodos sucesivos. Recordemos que seguiremos una muestra fija a lo largo de todos los períodos, no incluyendo retornos al hogar familiar, ni nuevos individuos que cumplen la mayoría de edad.

Si del total de 29.875 individuos entre 18 y 35 años casi el 50% ya no viven con sus padres, por sexos los resultados difieren. Para las mujeres esta proporción aumenta hasta el 55,1%, mientras que para los hombres disminuye al 44,6%. Podría deducirse de esto que en el mismo rango de edades es más probable que una mujer sea independiente que un hombre. Pero si observamos las edades medias a las que se vive independiente, 31,7 para los hombres y 30,9 para las mujeres, aun manteniéndose una menor edad de las mujeres que se independizan, son valores muy similares. Así, el tradicional argumento de que se debe a que las esposas son de menor edad que sus maridos se diluye en los efectos de otro tipo de factores. Las edades medias de aquellos que viven con sus padres no

difieren decidan o no permanecer un año más en el “nido”, son de 25,7 años para el hombre y 24,8 para la mujer.

A continuación en la Tabla 3 podemos ver las principales características de la primera muestra, la de aquellos individuos que viven con sus padres y los que no lo hacen en el período considerado, diferenciando por sexo y dos tramos de edad, menor de 30 años y mayor de 30 años.

El primero de los datos que llama nuestra atención es que si bien el porcentaje de individuos que están casados aumenta si su edad es superior a 30 años, sean hombres o mujeres, existe una enorme diferencia si se vive con o sin padres. De alrededor del 20% de jóvenes mayores de 30 años que viviendo con sus padres están casados, pasamos al 90% caso de que sean independientes. La tendencia se invierte, como es lógico, si consideramos la proporción de jóvenes que nunca se han casado. Por tanto aunque existe evidentemente un diferente comportamiento por la edad, la diferencia generada se ve ampliamente superada por el estatus de cohabitación. Es mucho más probable que los hijos se hayan independizado si se han casado antes, veremos más adelante si puede ser una decisión simultánea.

Si tenemos en cuenta el nivel educativo, cuanto menor sea la edad menos tiempo se ha tenido para alcanzar un nivel superior de estudios, así, los menores de 30 años en media alcanzarán un menor nivel de estudios. Esto ocurre para hombres y mujeres que todavía viven con sus padres. Si ya son independientes, en el caso de los hombres esa independencia, sabiendo que dependiendo de la edad entre el 80 y el 90% están casados, ha supuesto un menor nivel de estudios alcanzado al tener que encontrar una fuente de financiación de la nueva unidad familiar. Destacable es también que para las mujeres, la independencia supone menor estudio, y más todavía si la edad es mayor de 30 años. Si el 45% de las mujeres mayores de esa edad que viven con sus padres tienen estudios superiores o similares, si son independientes este nivel lo alcanza sólo el 27%. Si tenemos en cuenta que el 90% de ellas están casadas, esta claro que una vez que los individuos se independizan en general asumen los roles clásicos de marido y mujer.

La actividad principal, como el máximo nivel educativo alcanzado, depende con fuerza de la edad que se tenga, pero también de la situación personal en cuanto a status familiar. Los menores de

30 años que viven con sus padres son estudiantes en mayor proporción, tanto respecto a los mayores como a esos menores que viven independientes. Sorprendentemente a lo que podría pensarse en una primera instancia, el tener trabajo no parece un factor decisivo para abandonar el hogar, ya que el 63 y el 73% respectivamente de mujeres y hombres mayores de treinta años que viven con sus padres tienen trabajo de algún tipo. Estos porcentajes se reducen con la edad, hasta el 47 y 34% respectivamente si son menores. Veremos en cualquier caso que las características de estos trabajos no son las mejores para permitir la independencia. Si los individuos son independientes aumenta la proporción de empleados y autoempleados, exceptuando el caso de las mujeres mayores de treinta, cuya mayor proporción va hacia los inactivos. Si son menores de treinta se reparten el 80% de las mujeres entre inactivas y empleadas.

De los hombres que trabajan y viven con sus padres, un 60% percibe un sueldo inferior a 250€ mensuales, si son menores de treinta años, un 42% si son mayores, y tan solo un 13% superior a 750€. Este último porcentaje pasa a ser casi un tercio de los hombres si éstos tienen más de 30. En cualquier caso aunque trabajen los ingresos que perciben no parecen suficientes para una vida independiente. Alrededor del 90% tiene de ingresos no laborales menos de 50€ al mes. En el caso de que sean independientes estas proporciones se invierten, siendo mayoritarios aquellos que poseen un sueldo por encima de 750€ mensuales, 65% por encima de 500€ y menores de 30 años y 68% si mayores.

Hasta aquí tenemos un retrato individual bastante claro de los jóvenes españoles que son independientes y los que no. La mayoría de los jóvenes adultos españoles que no viven con sus padres están casados, menos de un tercio tienen estudios superiores, pero trabajan y con sueldos por encima de 500€ mensuales. Los que viven con sus padres, además de no estar casados, alcanzan mayor nivel de estudios por rangos de edades, trabajan en menor proporción y estudian más si son menores de treinta años. Los empleos que poseen son de baja remuneración. Cuando el joven es una mujer mayor de treinta años, si es independiente será más probable que no tenga estudios superiores y esté inactiva. Si no llega a los treinta la probabilidad de estar empleada es ligeramente superior. Su remuneración en cualquiera de los tramos e independientemente de la edad siempre es inferior a la de un hombre. Los ingresos no laborales individuales son escasos sin diferencias por edad o sexo.

Tabla 3.

## Individuos de la Muestra Total 1994-2000

Características Personales y del Hogar	Vive con al menos uno de sus padres				No vive con sus padres			
	Edad < 30		Edad >= 30		Edad < 30		Edad >= 30	
	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres
<i>Estado Civil</i>								
<b>Casado</b>	4,2	8,0	18,8	21,7	78,1	83,4	89,9	90,5
<b>Nunca Casado</b>	95,4	91,8	77,7	77,4	21,8	14,9	8,1	5,7
<b>Separado-Divorciado</b>	0,4	0,2	3,5	0,9	0,1	1,7	2,0	3,8
<i>Nivel Educativo</i>								
<b>Primer Nivel</b>	41,8	30,0	47,8	34,1	56,1	50,4	49,6	51,6
<b>Segundo Nivel</b>	37,3	42,9	23,1	20,5	23,1	25,3	23,4	21,1
<b>Tercer Nivel</b>	20,8	27,2	29,1	45,4	20,8	24,4	27,0	27,3
<i>Actividad Principal</i>								
<b>Empleado</b>	40,8	31,3	58,0	56,0	71,1	40,7	72,6	36,8
<b>Autoempleado</b>	6,4	2,5	15,6	7,6	14,5	4,2	17,3	6,3
<b>Desempleado</b>	17,3	21,5	16,3	18,0	11,1	15,1	7,9	11,3
<b>Estudiante</b>	28,6	38,4	1,6	2,3	1,8	3,1	0,2	0,5
<b>Inactivo (No Estudiante)</b>	6,9	6,3	8,5	16,1	1,5	36,9	2,0	45,1
<i>Situación de Desempleo en los últimos 5 años</i>								
<b>Si</b>	45,2	41,2	55,2	56,9	59,3	61,5	40,6	49,8
<b>No</b>	54,8	58,8	44,8	43,1	40,7	38,5	59,4	50,2
<i>Ingresos mensuales netos por trabajo</i>								
<b>&lt; 250 €</b>	60,5	71,8	42,0	45,9	29,0	61,7	27,3	65,1
<b>250 - 500 €</b>	8,5	10,1	4,3	7,1	5,4	10,1	3,2	6,5
<b>500 - 750 €</b>	17,7	11,1	20,1	16,0	24,0	13,9	17,6	9,4
<b>&gt; 750 €</b>	13,2	7,0	33,5	31,0	41,5	14,4	51,9	19,0
<i>Ingreso no laboral mensual del hijo</i>								
<b>&lt; 50 €</b>	90,2	90,3	87,2	86,2	82,8	85,0	81,9	86,8
<b>50 - 100 €</b>	3,6	3,4	3,8	5,7	4,6	2,7	5,6	2,8
<b>100 - 300 €</b>	5,2	5,4	6,9	4,9	10,1	9,3	8,5	7,7
<b>&gt; 300 €</b>	1,0	0,9	2,2	3,2	2,6	3,0	4,0	2,7
<i>Región de Residencia</i>								
<b>Noroeste</b>	11,3	11,9	12,3	11,7	9,0	9,5	8,9	10,4
<b>Noreste</b>	17,6	16,5	21,7	15,7	11,4	11,6	15,7	14,9
<b>Madrid</b>	9,9	11,5	6,5	11,1	10,2	8,7	10,1	10,1
<b>Centro</b>	14,7	12,6	18,5	14,9	17,5	17,1	15,8	15,4
<b>Este</b>	20,5	17,3	19,0	19,9	24,7	24,5	22,4	21,9
<b>Sur</b>	21,1	23,4	16,5	17,3	19,9	21,6	21,9	21,9
<b>Canarias</b>	4,7	6,7	5,3	9,4	7,3	7,1	5,1	5,6
<i>Tamaño del Hogar</i>								
<b>1</b>	--	--	--	--	9,5	4,6	5,4	3,2
<b>2-3</b>	26,0	27,5	57,3	60,1	77,8	77,8	53,6	44,2
<b>4</b>	35,0	33,8	22,4	27,2	10,0	13,8	34,8	43,5
<b>5</b>	24,6	23,1	12,8	6,7	1,8	2,8	5,0	7,0
<b>6 o más</b>	14,4	15,6	7,5	6,0	0,9	1,0	1,2	2,1

Tabla 3. (continuación)

## Individuos de la Muestra Total 1994-2000

Características Personales y del Hogar	Vive con al menos uno de sus padres				No vive con sus padres			
	Edad < 30		Edad >= 30		Edad < 30		Edad >= 30	
	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres
<b>Problemas de Espacio</b>								
<b>Si</b>	28,4	29,7	15,2	20,0	20,5	21,6	25,7	26,8
<b>No</b>	71,6	70,3	84,8	80,0	79,5	78,4	74,3	73,2
<b>Estatus vivienda habitual</b>								
<b>Propiedad</b>	87,7	88,3	88,1	89,6	56,3	60,6	71,7	74,4
<b>Alquiler</b>	8,6	8,2	10,3	9,0	26,3	23,5	16,2	15,0
<b>Alojamiento gratuito</b>	3,7	3,5	1,6	1,4	17,3	16,0	12,2	10,6
<b>Principal Fuente de Ingresos del hogar</b>								
<b>Sueldos y Salarios</b>	65,5	61,9	52,6	46,3	80,5	80,8	79,2	76,5
<b>Autoempleo</b>	12,9	13,6	7,7	7,0	9,8	10,1	12,7	14,0
<b>Otros</b>	21,6	24,5	39,7	46,7	9,7	9,1	8,1	9,5
Ingreso Total Neto Anual del Hogar								
<b>&lt; 10.000 €</b>	19,6	23,7	20,0	24,2	34,7	32,5	28,3	29,4
<b>10.000 - 15.000 €</b>	20,8	22,3	19,0	19,3	28,6	28,1	26,6	25,7
<b>15.000 - 20.000 €</b>	17,2	17,2	20,0	15,4	19,7	19,5	17,4	16,7
<b>20.000 - 25.000 €</b>	15,3	13,3	15,0	11,6	10,8	12,0	12,7	11,7
<b>&gt; 25.000 €</b>	27,1	23,5	26,1	29,4	6,3	8,0	15,1	16,5
<b>Sentimiento acerca de situación financiera</b>								
<b>Favorable</b>	9,6	9,1	7,1	12,2	12,5	10,6	13,3	12,6
<b>No Favorable</b>	56,8	58,9	52,7	49,5	55,4	60,4	50,5	52,9
<b>Ni una ni otra</b>	33,6	32,0	40,2	38,3	32,2	29,0	36,1	34,5
<b>Modo en que se llega a final de mes</b>								
<b>Con Dificultad</b>	34,3	36,0	29,6	30,0	31,4	31,1	27,9	30,6
<b>Con Alguna Dificultad</b>	32,8	34,0	32,8	30,7	33,2	32,8	34,1	33,3
<b>Sin Dificultad</b>	32,9	30,0	37,6	29,3	35,4	36,1	38,0	36,1
<b>Total de casos = 100</b>	6.396	5.738	1.729	1.079	1.839	2.959	4.712	5.423

A continuación veremos con más detalle las características familiares. Debemos tener en cuenta que si hasta el momento hemos estado comparando individuos, a partir de aquí estamos comparando hogares.

Sólo un 9,5% de los hombres entre dieciocho y de treinta años viven solos, un 4,6% si son mujeres. Proporciones todavía menores si la edad supera la treintena, 5,4 y 3,2% respectivamente. La mayor proporción de hogares de jóvenes independizados están constituidos por dos o tres miembros. Es más, el 51% tienen hijos menores de 12 años, sólo el 34% si la edad no supera la treintena. Parece

por tanto, que el matrimonio y los hijos como razón para abandonar el hogar familiar es todavía muy importante en el caso español.

Los problemas de espacio aparecen se viva o no con los padres, pero se produce una leve mejoría proporcionada por la independencia. El estatus de la mayoría de las viviendas sigue siendo la propiedad, aunque la proporción de alquiler y alojamiento gratuito aumenta si el joven es independiente.

La principal fuente de ingresos de los hogares constituidos por jóvenes independizados son los sueldos y salarios, pero sin embargo estos “nuevos” hogares poseen un menor poder adquisitivo que sus equivalentes, por edades, con padres. Aun así, el sentimiento acerca de la situación financiera propia es ligeramente más optimista, y se produce una leve mejora en el modo en que se llega a final de mes.

Como resumen por tanto, los jóvenes que se independizan no lo hacen solos, lo hacen con pareja y algunos incluso con hijos. Su principal fuente de ingresos es su trabajo, y pese a disponer de menos recursos su sentimiento general acerca de sus situación es mejor.

## **METODOLOGÍA**

De acuerdo con la literatura, si bien está claro que existe un efecto del nivel de ingresos familiares sobre la decisión de los jóvenes adultos de abandonar el hogar familiar, no así el signo de dicho efecto. Las posibilidades sólo son dos, o positivo o negativo. O bien una situación económica particularmente buena en la familia permite una emancipación anticipada, en cuyo caso hablaríamos de “padres altruistas” que ayudan a sus hijos a marcharse de casa, o bien esa misma situación permite a los padres sobornar a los hijos para que se queden durante más tiempo en la casa familiar, en cuyo caso podríamos hablar de “padres egoístas”, (Laferrère, 2004).

También es evidente que pese a su importancia, no sólo se deben tener en cuenta los ingresos familiares, sino que tanto las características de la familia, el lugar de residencia, u otra serie de variables medioambientales importan. Dependiendo de la disponibilidad de información sobre otro

tipo de factores externos a la familia, se puede tomar partido únicamente por las variables intrafamiliares sobre otras posibles.

Por tanto el objetivo fundamental es la construcción de un marco teórico que permita por un lado incluir todo tipo de factores, internos y externos, que determinen la decisión final de abandonar el hogar familiar.

Así, todo hijo adulto que viva con sus padres en un período determinado  $t$  se enfrentará a la decisión de permanecer en el hogar familiar un año más o no hacerlo. Dado que trabajamos con tiempo discreto, la decisión asumimos la toma en algún momento entre el período  $t$  y el  $t + 1$ , de tal modo que si decide abandonar el hogar familiar en  $t$ , en  $t + 1$  ya no vivirá con sus padres. La función de utilidad esperada de ese individuo para el período siguiente vendrá representada por:

$$E[U_{it+1}] = f(\mathbf{X}_{it})$$

donde  $U_{it+1}$  es la utilidad, en principio inobservable, que obtiene el individuo  $i$ , y  $\mathbf{X}_{it}$  un vector de características personales y familiares.

La decisión que tomará este individuo racional será la maximización de su utilidad esperada en los períodos subsiguientes sujeto a las características personales y familiares del período en que se toma la decisión. Decidirá abandonar el hogar en un momento entre el período  $t$  y el  $t + 1$ , cuando su utilidad esperada en la situación de independencia en el siguiente período sea superior a la utilidad esperada caso de permanecer en el hogar familiar ese año adicional. En una perspectiva dinámica maximizaría la corriente de utilidades esperadas desde ese momento  $t + 1$  hasta el momento de su muerte esperada. Siendo prácticos, y ante la reversibilidad de la decisión, suponemos que la comparación de utilidades, de acuerdo al marco teórico estándar, se realiza para ese período de la decisión.

$$\text{Abandona el hogar si: } V_{i,t+1}^{ind} = E[U_{i,t+1}^{ind} / \mathbf{X}_{it}] > V_{i,t+1}^c = E[U_{i,t+1}^{cores} / \mathbf{X}_{it}]$$

$$\text{Permanece un año más si: } V_{i,t+1}^{ind} = E[U_{i,t+1}^{ind} / \mathbf{X}_{it}] \leq V_{i,t+1}^c = E[U_{i,t+1}^{cores} / \mathbf{X}_{it}]$$

Es decir, el joven permanece un año más en el seno familiar si:

$$V_{i,t+1}^{ind} - V_{i,t+1}^{cores} = E[U_{i,t+1}^{ind} / \mathbf{X}_{it}] - E[U_{i,t+1}^{cores} / \mathbf{X}_{it}] = f^{ind}(\mathbf{X}_{it}) - f^{cores}(\mathbf{X}_{it}) = g(\mathbf{X}_{it}) = \mathbf{b}'\mathbf{X}_{it} \leq 0$$

Nótese que estamos asumiendo adicionalmente que el individuo es en general averso al riesgo, dado que ante la posibilidad de que las utilidades esperadas de abandono y permanencia el individuo opta por la permanencia como opción más segura.

En este punto podemos definir una variable dicotómica  $A_{i,t+1}$  para cada individuo  $i$  en el período  $t + 1$ , que toma los valores:

$$A_{i,t+1} = 1 \text{ si } V_{i,t+1}^{ind} = E[U_{i,t+1}^{ind} / \mathbf{X}_{it}] \leq V_{i,t+1}^{cores} = E[U_{i,t+1}^{cores} / \mathbf{X}_{it}]$$

$$A_{i,t+1} = 0 \text{ si } V_{i,t+1}^{ind} = E[U_{i,t+1}^{ind} / \mathbf{X}_{it}] > V_{i,t+1}^{cores} = E[U_{i,t+1}^{cores} / \mathbf{X}_{it}]$$

Así, siendo la función de ganancias de la independencia  $GAININDEP_{i,t+1} = \mathbf{b}'\mathbf{X}_{it} + u_{1it}$ , la probabilidad de que observemos que  $A_{i,t+1} = 1$ , para un individuo  $i$ , dadas sus características personales  $\mathbf{X}_{it}$ , viene determinada por:

$$P(A_{i,t+1} = 1 / \mathbf{X}_{it}) = P(\mathbf{b}'\mathbf{X}_{it} + u_{1it} \leq 0 / \mathbf{X}_{it}) = N\left(\frac{\mathbf{b}'\mathbf{X}_{it}}{\mathbf{s}_t}\right)$$

siendo  $N$  la función de distribución de una normal estándar. Por tanto la probabilidad de observar nuestra muestra vendrá dada por:

$$\prod_{i=1}^{I_1} \left[ N\left(\frac{\mathbf{b}'\mathbf{X}_{it}}{\mathbf{s}_t}\right) \right] \cdot \prod_{i=I_1+1}^I \left[ 1 - N\left(\frac{\mathbf{b}'\mathbf{X}_{it}}{\mathbf{s}_t}\right) \right]$$

donde los  $I_1$  primeros individuos permanecen un año más en el hogar familiar, y el resto deciden no hacerlo. Utilizando la habitual normalización del probit,  $\mathbf{s}_t = 1$ , será posible la estimación asintóticamente eficiente del vector de parámetros  $\mathbf{b}'$  maximizando la función de verosimilitud no lineal precedente. La posibilidad de poder observar solamente  $A_{i,t+1}$  en vez de la diferencia de utilidad entre las dos posibles situaciones, hará que  $\mathbf{b}'$  sean estimados como factores de proporcionalidad. Es decir, sólo nos indican si es más o menos probable que  $A_{i,t+1}$  tome el valor unidad.

En este punto es donde *van de Ven y van Praag* (1981) presentan la posibilidad de que antes la existencia de una selección previa de la muestra pueda producirse un sesgo de selección. En el período anterior a la toma de la decisión ya ha habido jóvenes que han decidido el ser independientes. Tenemos por tanto individuos que viven con sus padres, e individuos que ya no lo hacen . Podemos realizar de nuevo un análisis probit de esa decisión ya tomada, y definir una nueva variable dicotómica que nos indique si el individuo vive con sus padres y por tanto es susceptible de tomar la decisión, o si por el contrario no lo es porque ya la ha tomado con anterioridad:

$$B_{it} = 1 \text{ si } V_{it}^* \leq 0$$

$$B_{it} = 0 \text{ si } V_{it}^* > 0$$

con  $V_{it}^* = \mathbf{a}'\mathbf{Z}_{it} + u_{2it}$ ,  $\mathbf{Z}_{it-1}$  vector de variables personales y familiares y  $u_{2it} \sim N(0,1)$ .

Si inicialmente hemos supuesto que  $E[GANINDEP_{it+1} / \mathbf{X}_{it}] = \mathbf{b}'\mathbf{X}_{it}$ , realmente debemos ser más precisos, ya que esto sólo ocurre para los individuos que inicialmente todavía pueden tomar la decisión, es decir, todavía viven con sus padres.. Estos individuos en el período anterior ya compararon su utilidad esperada en las dos potenciales situaciones y la diferencia jugó a favor de la permanencia ( $V_{it}^* \leq 0$ ), por tanto:  $E[GANINDEP_{it+1} / \mathbf{X}_{it}, V_{it}^* \leq 0] = \mathbf{b}'\mathbf{X}_{it} + E[u_{1it} / \mathbf{X}_{it}, V_{it}^* \leq 0]$ .

Asumiendo que  $u_{1it}$  y  $u_{2it}$  son normales estandarizadas con coeficiente de correlación  $\mathbf{r}$ , tenemos que:  $E[u_{1it} / \mathbf{X}_{it}, V_{it}^* \leq 0] = \mathbf{r}\mathbf{l}_{it}$  con  $\mathbf{l}_{it} = n(\mathbf{a}'\mathbf{Z}_{it})/N(-\mathbf{a}'\mathbf{Z}_{it})$ ,

donde  $n$  y  $N$  son las funciones de densidad y distribución respectivamente de una normal tipificada.

Con lo que la ecuación a estimar con la submuestra final de individuos que en nuestro período de partida todavía viven con sus padres resulta como sigue:

$$GANINDEP_{it+1} = \mathbf{b}'\mathbf{X}_{it} + \mathbf{r}\mathbf{l}_{it} + \tilde{u}_{1it},$$

donde,  $E[\tilde{u}_{1it} / V_{it}^* \leq 0] = 0$  y  $E[\tilde{u}_{1it}^2 / V_{it}^* \leq 0] = \mathbf{t}_{it}^2$ , con  $\mathbf{t}_{it}^2 = 1 + \mathbf{r}^2\mathbf{l}_{it}(\mathbf{a}'\mathbf{Z}_{it} - \mathbf{l}_{it})$

*Heckman* (1979) demuestra que si  $\mathbf{r} \neq 0$ , las estimaciones del vector de parámetros  $\mathbf{b}'$  a partir de una muestra no aleatoriamente seleccionada estarán sesgadas; debido a un error de

especificación que no incluye el término  $I_{it}$  como regresor. Incluyendo éste como una variable explicativa más será posible la obtención de coeficientes estimados insesgados. En la práctica esta variable no la conocemos, por lo que debemos obtenerla a partir de los coeficientes  $\hat{\mathbf{a}}$  de un probit de selección que nos diga si la observación pertenece a esa muestra no aleatoria o no. La aplicación del método de *Heckman* original supone la sustitución de  $I_{it}$  por su estimación, pudiendo así obtener a su vez estimaciones consistentes de  $\mathbf{b}'$  y  $\mathbf{r}$ . Pero en nuestro caso sólo podemos observar si  $GANINDEP_{it+1}$  es positivo o negativo, por lo que esta segunda parte del método debe ser modificada. En concreto, debemos redefinir nuestra variable dicotómica original del siguiente modo:

$$A_{i,t+1} = 1 \text{ si } GANINDEP_{it+1} = \mathbf{b}'(\mathbf{X}_{it}/\mathbf{t}_{it}) + \mathbf{r}(I_{it}/\mathbf{t}_{it}) + u_{it} \leq 0$$

$$A_{i,t+1} = 0 \text{ si } GANINDEP_{it+1} = \mathbf{b}'(\mathbf{X}_{it}/\mathbf{t}_{it}) + \mathbf{r}(I_{it}/\mathbf{t}_{it}) + u_{it} > 0$$

con  $E[u_{it}/V_{it}^* \leq 0] = 0$  y  $E[u_{it}^2/V_{it}^* \leq 0] = 1$ .

Y siguiendo el argumento original, será posible la obtención consistente de los parámetros  $\mathbf{b}$  y  $\mathbf{r}$  reemplazando  $I_{it}$  y  $\mathbf{t}_{it}$  por estimaciones consistentes obtenidas a partir de la primera etapa del método.

Debemos indicar como hacen *van de Ven* y *van Praag* (1981) que la estimación probit con el término de corrección del sesgo se trata de una aproximación, ya que hemos asumido que  $u_{it}$  no se distribuye como una normal. Aun así, los resultados que estos autores en su trabajo son similares a los procedentes de una estimación máximo verosímil, que en nuestro caso sería de la siguiente función de

$$\text{distribución: } \prod_{i=1}^{I_1} N_2(\mathbf{b}'\mathbf{X}_{it}, \mathbf{a}'\mathbf{Z}_{it}; \mathbf{r}) \cdot \prod_{I_1+1}^I N_2(-\mathbf{b}'\mathbf{X}_{it}, \mathbf{a}'\mathbf{Z}_{it}; \mathbf{r}) \cdot \prod_{I+1}^J N_2(-\mathbf{a}'\mathbf{Z}_{it}; \mathbf{r}),$$

con  $N_2$  función de distribución de una normal bivalente con coeficiente de correlación  $\mathbf{r}$ . Y donde los  $I_1$  primeros individuos viven con sus padres y permanecen un año más con ellos, los  $I - I_1$  siguientes viven con sus padres y deciden no hacerlo al año siguiente, y los  $J - I$  últimos no viven inicialmente en el hogar familiar.

Dadas las enormes exigencias de programación para la maximización de esta función, pero sin descartar la posibilidad futura de su estimación, hemos optado por la idea original de *van de Veen* y *van Praag* (1981) de un probit con corrección de error.

Tenemos que decir que la aplicación esta metodología, como explican *Aasve et al.* (2001) viene determinada por la naturaleza del *PHOGUE*, y hasta donde llega nuestro conocimiento, aparte de los citados autores, nunca ha sido utilizada en este tipo de estudios, y mucho menos para el caso español. Más aún, no conocemos ningún trabajo que haya utilizado datos de panel en la segunda de las etapas, por lo que nuestro trabajo esperamos sirva para otros investigadores y su aplicación a otros campos. Y si desde el punto de vista metodológico es una técnica escasamente utilizada, y nunca antes con datos de panel, desde el punto de vista empírico es la primera aproximación dinámica que se hace al problema de la mayor permanencia de los jóvenes españoles en el hogar familiar. Recordemos que todos los estudios centrados en nuestro país o han sido descriptivos o han utilizado exclusivamente dato de corte transversal.

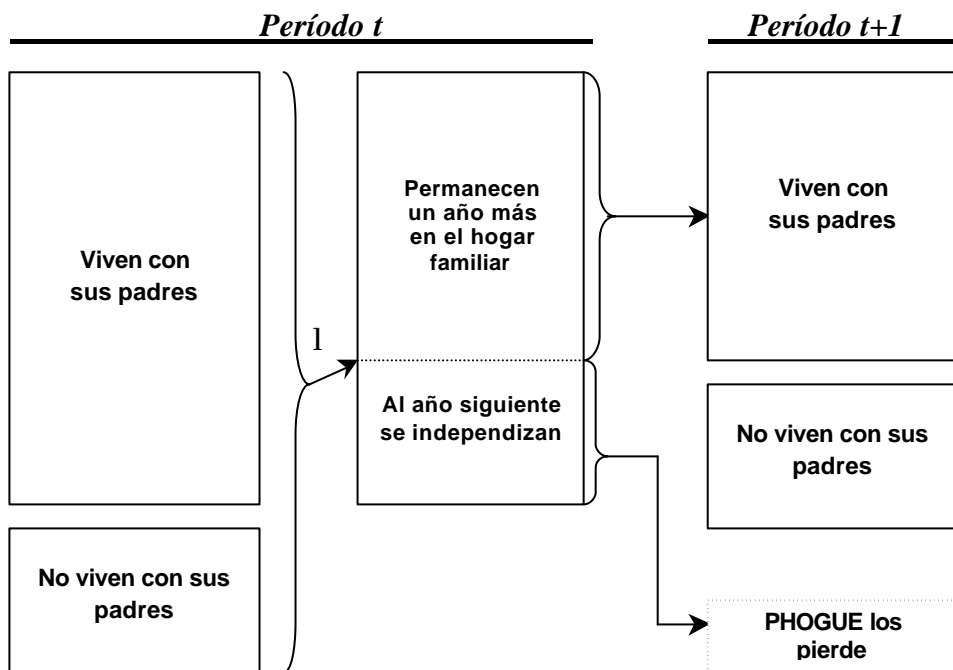
Una cuestión adicional a tener en cuenta al problema del sesgo de selección, y que nos podemos encontrar en este caso, es la simultaneidad en la toma de otras decisiones aparte de la de independencia de los padres, como puede ser el matrimonio o el encontrar trabajo. Así puede existir un potencial problema de endogeneidad entre la decisión de casarse, la situación de empleo y la decisión de dejar la familia. Teniendo en cuenta sólo la cuestión del empleo, dado que lo que nos interesa evaluar fundamentalmente son los efectos de los ingresos personales y familiares sobre la decisión final, la solución como apuntan *Aasve et al.* (2001) radicaría en la utilización de los ingresos laborales potenciales como sustituto de la situación laboral real. Para ello utilizaremos una estimación consistente del salario hora individual, obtenido a partir de la habitual estimación bietápica de *Heckman* (1979).

Antes de terminar este apartado de metodología, clarifiquemos cual es nuestra estrategia:

1º - Estimación en dos etapas del salario individual, como medida exógena de los ingresos laborales potenciales de acuerdo a las características individuales.

2º - Estimación de una ecuación de selección, equivalente a las habituales estimaciones de corte transversal, donde estimamos la probabilidad de que un joven adulto viva con sus padres. Primera aproximación al problema.

3º - Siguiendo a los jóvenes adultos que en la primera de las olas viven con sus padres, realizaremos una estimación probit panel de la decisión de permanecer un año más en el hogar familiar o abandonarlo. En esta etapa incluiremos las *I*'s de Heckman calculadas en la etapa anterior para superar el problema de sesgo de selección.



## RESULTADOS

A continuación presentamos los principales resultados obtenidos. Esta sección está organizada como sigue. En una primera parte prestaremos atención a las estimaciones de las respectivas ecuaciones de selección, que aunque instrumentales aportan información importante para la comprensión de nuestro problema. Y en una segunda veremos los resultados de nuestro probit panel con corrección de error de la decisión de abandono del hogar familiar de los jóvenes adultos españoles. Los resultados de las estimaciones de los ingresos potenciales están disponibles bajo demanda.

Las ecuaciones de selección son las primeras pruebas de fuego para nuestra muestra. Si bien inicialmente se trata del modo de obtener esas  $I$ 's de Heckman que mediante su inclusión en la etapa siguiente permiten superar el problema de enfrentarnos a una muestra no aleatoria, no debemos perder de vista que no son sino una sucesión de cortes transversales. Y hasta este momento los cortes transversales han sido la única fuente de datos utilizada en todos los estudios sobre la decisión de abandono del hogar de los jóvenes españoles, por lo que en sí mismos suponen una aproximación más “tradicional” al problema. Para diferenciar estos resultados de los obtenidos del probit panel tenemos que tener en cuenta exactamente qué es lo que nos explica cada una de las estimaciones. Si el seguimiento de un número determinado de individuos a lo largo de siete años nos permite ver cuales son los factores que influyen sobre su decisión de abandonar el hogar familiar en algún momento de ese período, los cortes transversales permiten a su vez distinguir aquellas variables que hacen que sea más probable observar un individuo independiente a uno dependiente de sus padres. Es decir, si la perspectiva dinámica analiza la decisión en sí, en la estática la decisión ya está tomada, y por tanto no podemos sino comparar características de unos y otros hogares, aquellos constituidos por jóvenes adultos independientes, y aquellos de jóvenes adultos que viven con sus padres. Así pues, las variables incluidas en las ecuaciones de selección nos indican dependiendo de su valor si es más probable que el joven adulto correspondiente haya tomado la decisión ya, de abandonar el hogar familiar. Para clarificar los resultados y para no depender de la ola elegida para la interpretación de los parámetros estimados, hemos elegido presentar unas estimaciones *pooled*.

Las tabla correspondiente a los hombres es la 10, para las mujeres la 11. Los grados de ajuste de todas las ecuaciones de selección son buenos, superiores en todos los casos al 60% de la probabilidad explicada de vivir con alguno de lo padres.

El primero de nuestros objetivos con estas estimaciones era ver si se producía esa inflexión a partir de los 30-31 años de la probabilidad de no vivir con los padres. Efectivamente para hombres y mujeres la edad juega en contra de la permanencia, una mayor edad supone una menor probabilidad de estar viviendo en el hogar paterno. Pero un año más supone una menor probabilidad en menor proporción que el anterior. Es decir, existe el efecto memoria, cuanto más se tarda en decidir si se abandona el hogar más difícil se hace tomar la decisión. Si consideramos los tramos de edades de dos en dos, hasta los 26-27 la probabilidad de vivir en el hogar familiar sigue siendo positiva, de forma decreciente desde los 18-19, y se torna negativa justamente a partir de los 30-31, tramo que por otro lado no resulta significativo en ninguna de las estimaciones, ni siquiera *pooled*. Por tanto, el punto de inflexión existe, y se sitúa claramente en el tramo de edades 30-31.

Otra de las variables de las que se podía intuir su efecto vistas las características de la muestra era la de estado civil. Si un individuo está casado, es muy probable que no viva con sus padres. Es la variable más fuertemente significativa de todas. Esto nos quiere decir por un lado que la emancipación de los jóvenes sigue muy ligada a la constitución de una nueva familia, y por otro podríamos anticipar que se trata de decisiones que se toman simultáneamente, por lo que nos parece adecuado para una futura investigación la construcción de un modelo marco que tenga en cuenta ambas decisiones, tipo *Martínez-Granado y Ruiz-Castillo (2000)*; aunque sin incluir la decisión de trabajar por dos razones. La primera de ellas es que como se ha visto en las características de la muestra un alto porcentaje de los hijos adultos que todavía viven con sus padres trabajan, y sin embargo siguen ahí, por lo que no parece algo tan ligado a esa decisión como el matrimonio. La segunda es que estamos de acuerdo que no sólo es importante el trabajar, sino también las características del empleo (duración, remuneración, seguridad,...), y si bien es posible elegir trabajar o no, no lo es elegir las condiciones más favorables en el empleo aceptado, con lo que la parte más importante para nuestro problema deja de ser, a nuestro modo de ver, decisión del individuo.

Tabla 10

### Ecuación de Selección (Varones)

(Variable endógena dicotómica, =1 si el individuo vive al menos con uno de sus padres)

	Pooled 1		Pooled 2	
	Coef.	ee.	Coef.	ee.
<b>Constante</b>	-0,1363	(0,1240)	5,9720	(0,9036)*
<b>Edad</b>	--	--	-0,3015	(0,0567)*
<b>Edad al cuadrado /100</b>	--	--	0,3510	(0,0921)*
<b>Edad 18-19</b>	0,6768	(0,1588)*	--	--
<b>Edad 20-21</b>	0,5403	(0,1217)*	--	--
<b>Edad 22-23</b>	0,4204	(0,1041)*	--	--
<b>Edad 24-25</b>	0,4680	(0,0696)*	--	--
<b>Edad 26-27</b>	0,3943	(0,0586)*	--	--
<b>Edad 30-31</b>	0,0102	(0,0604)	--	--
<b>Edad 32-33</b>	-0,2679	(0,0657)*	--	--
<b>Edad 34-35</b>	-0,6149	(0,0764)*	--	--
<b>Está Casado/a</b>	-2,1302	(0,0412)*	-2,0918	(0,0412)*
<b>Trabaja</b>	-0,5331	(0,0407)*	-0,5146	(0,0407)*
<b>Desempleado en los últimos cinco años</b>	-0,0040	(0,0374)	0,0010	(0,0375)
<b>Año en que se comenzó a trabajar</b>	0,0019	(0,0032)	0,0050	(0,0033)
<b>Ingresos no laborales personales</b>	-0,1081	(0,0177)*	-0,1003	(0,0177)*
<b>Ingresos no laborales familiares (excluido el personal)</b>	0,3629	(0,0096)*	0,3640	(0,0096)*
<b>Tasa de Paro Regional</b>	0,0338	(0,0040)*	0,0115	(0,0038)*
<b>Noroeste</b>	0,2447	(0,0801)*	0,2805	(0,0806)*
<b>Noreste</b>	0,2119	(0,0744)*	0,1683	(0,0747)**
<b>Centro</b>	0,3377	(0,0749)*	0,3600	(0,0753)*
<b>Este</b>	0,0635	(0,0701)	0,0283	(0,0706)
<b>Sur</b>	-0,0500	(0,0808)	0,1389	(0,0813)***
<b>Canarias</b>	-0,0826	(0,0977)	-0,0206	(0,0979)
<b>Ola02</b>	0,1132	(0,0667)**	0,0809	(0,0665)
<b>Ola03</b>	0,1860	(0,0676)*	0,1627	(0,0670)*
<b>Ola04</b>	0,2628	(0,0706)*	0,2277	(0,0696)*
<b>Ola05</b>	0,3408	(0,0747)*	0,2534	(0,0727)*
<b>Ola06</b>	0,4059	(0,0790)*	0,2567	(0,0762)*
<b>Ola07</b>	0,3080	(0,0826)*	0,1261	(0,0802)
<b>Observaciones</b>	<b>0,70</b>	<b>14.618</b>	<b>0,71</b>	<b>14.618</b>

Nota: \*\*\* Significativo al 10%, \*\* Significativo al 5%, \* Significativo al 1%

Tabla 11

**Ecuación de Selección  
(Mujeres)**

(Variable endógena dicotómica, =1 si el individuo vive al menos con uno de sus padres)

	Pooled 1		Pooled 2	
	Coef.	ee.	Coef.	ee.
Constante	0,0040	(0,1130)	5,6844	(0,7073)*
Edad	--	--	-0,2458	(0,0442)*
Edad al cuadrado /100	--	--	0,2211	(0,0729)*
Edad 18-19	0,9384	(0,1186)*	--	--
Edad 20-21	0,7555	(0,0955)*	--	--
Edad 22-23	0,5557	(0,0847)*	--	--
Edad 24-25	0,6041	(0,0601)*	--	--
Edad 26-27	0,5321	(0,0520)*	--	--
Edad 30-31	-0,0302	(0,0574)	--	--
Edad 32-33	-0,4099	(0,0651)*	--	--
Edad 34-35	-0,6008	(0,0733)*	--	--
Está Casado/a	-2,1122	(0,0345)*	-2,0808	(0,0349)*
Trabaja	-0,1747	(0,0371)*	-0,1781	(0,0372)*
Desempleado en los últimos cinco años	-0,0247	(0,0336)	-0,0349	(0,0339)
Año en que se comenzó a trabajar	-0,0050	(0,0022)**	-0,0005	(0,0022)
Ingresos no laborales personales	-0,0982	(0,0171)*	-0,0900	(0,0172)*
Ingresos no laborales familiares (excluido el personal)	0,1840	(0,0037)*	0,1880	(0,0037)*
Tasa de Paro Regional	0,0196	(0,0030)*	0,00005	(0,0028)
Noroeste	-0,2301	(0,0714)*	-0,1567	(0,0719)**
Noreste	-0,0774	(0,0671)	-0,0127	(0,0676)
Centro	-0,1806	(0,0704)**	-0,0203	(0,0708)
Este	-0,3012	(0,0620)*	-0,3017	(0,0628)*
Sur	-0,3146	(0,0764)*	-0,0263	(0,0754)
Canarias	-0,1932	(0,0799)**	-0,1005	(0,0802)
Ola02	-0,0488	(0,0583)	0,0222	(0,0594)
Ola03	0,0887	(0,0586)	0,1526	(0,0591)*
Ola04	0,1981	(0,0605)*	0,2298	(0,0605)*
Ola05	0,2582	(0,0618)*	0,2597	(0,0614)*
Ola06	0,3661	(0,0645)*	0,3233	(0,0635)*
Ola07	0,4342	(0,0686)*	0,3402	(0,0667)*
<b>Observaciones</b>	<b>0,65</b>	<b>15.153</b>	<b>0,65</b>	<b>15.153</b>

Nota: \*\*\* Significativo al 10%, \*\* Significativo al 5%, \* Significativo al 1%

El que un individuo trabaje, como se podía esperar, tiene un efecto positivo y significativo, no tanto como el estar casado, sobre la probabilidad de no vivir con al menos uno de los padres. Por otro lado no tiene ninguna influencia el haber estado desempleado en algún momento en los últimos cinco años o la edad a la que se comenzó a trabajar. Caso de existir ingresos no laborales personales, cuanto mayores son estos, más probable es que tal individuo no esté viviendo con sus padres, es decir, haya tomado ya la decisión de abandonar su hogar paterno. Si tenemos en cuenta los familiares, cuanto mayores son éstos, más probable es que se viva con los padres, aunque esta variable permite otra interpretación. La otra posible interpretación es que aquellos hogares formados por jóvenes independizados poseen menores ingresos no laborales totales que los hogares ya consolidados con hijos adultos. Y esto no quiere decir que mayores ingresos no laborales supongan mayor probabilidad de abandonar el hogar familiar, simplemente que los hogares consolidados poseen más recursos que los recién formados. Tendremos que esperar al análisis dinámico para ver el efecto de los ingresos familiares sobre la decisión en sí misma.

En las Tablas 12, para los hombres, y 13 para las mujeres, presentamos los resultados finales de nuestras estimaciones panel.

Por sexos, hemos estimado el mismo modelo considerando variables sobre el estatus laboral e ingresos reales individuales, y alternativamente la variable salario estimado como medida de los ingresos potenciales de un individuo con determinadas características personales.

La realidad es que en la línea de los estudios realizados hasta el momento, no hemos encontrado un gran número de variables significativas en la decisión de abandono, pero las que sí lo son, son importantes.

Como resultado común a todos los modelos estimados, la variable  $I$  de Heckman resulta fuertemente significativa, queriendo decir que efectivamente habrían existido problemas de sesgo de selección al considerar solamente individuos que inicialmente viven con sus padres. Esto reafirma la idoneidad de la utilización de la metodología de van de Veen y van Praag (1981) para superar el problema. Su carácter fuertemente negativo nos indica que de no considerarla estaríamos sobreestimando la probabilidad de permanencia en el hogar familiar. Dado que no se considerarían los

individuos ya independientes, es lógico que resultase más probable el único estado personal considerado, el dependiente.

Tanto para los varones como para las mujeres, a la hora de decidirse por la independencia la diferencia de edad con los padres es importante. La variable es muy significativa y con signo negativo. Si la consideramos como medida del salto generacional entre padres e hijos, cuanto mayor es éste, más probable es que el hijo adulto tome la decisión de dejar de vivir con sus padres. No importa en ningún caso el estado de salud de esos padres, ni tan siquiera el propio ante otra serie de variables. Por tanto, es tan importante la edad en sí misma, como hemos visto en las anteriores ecuaciones de selección, como la diferencia con la de los progenitores.

Como variables relacionadas con el estado civil, tenemos la situación marital contemporánea y la tasa de nupcialidad regional como medida exógena de la probabilidad de contraer matrimonio. Respecto a la primera de ellas, hemos considerado adicionalmente las parejas de hecho porque tras la limpieza necesaria de las variables correspondientes el porcentaje de individuos efectivamente casados se reducía a menos del 1,5%. También consideramos por un lado, que era necesario tener en cuenta una situación cada vez más habitual como es la convivencia sin matrimonio previo; y por otro, que a la hora de tomar la decisión lo realmente importante es tener una pareja seria y estable (demostrado si se está casado o se autodefine como pareja de hecho). El vivir en casa con los padres con su pareja (casados o no) no tiene un efecto significativo sobre la probabilidad de independencia. Y caso de serlo, este efecto sería positivo, indicándonos, que si una vez casado o con pareja de hecho el joven adulto no se ha ido de casa, es más difícil que lo haga de ese momento en adelante.

La Tasa de nupcialidad, si fuese significativa (casi lo es), tendría por el contrario un efecto negativo sobre la probabilidad de tomar esa decisión. Es decir, cuanto mayor fuese la probabilidad de casarse, más probable sería que el individuo abandonase el hogar familiar. Estos dos sentidos refuerzan la idea de que la decisión de independencia y matrimonio/convivencia en pareja es una decisión simultánea.

Si tenemos en cuenta los ingresos personales y la situación laboral, los resultados refrendan lo esperado, con algún matiz. El tener empleo con mayores ingresos supone una mayor probabilidad de abandono del “nido”. Para los hombres sólo es más probable dejar el hogar familiar si además de estar

empleado, el sueldo mensual supera los 750€, y no resultan significativos los ingresos potenciales en los modelos correspondientes. Esto es, para los jóvenes varones españoles sólo importan los ingresos efectivos, y no lo que potencialmente se puede obtener dada la formación y experiencia personales. Para las mujeres por el contrario, no sólo sí resultan significativos esos ingresos potenciales, sino que además la decisión se ve favorecida con sueldos a partir de 500€. Para las jóvenes españolas, por tanto, la seguridad financiera y laboral es relativamente menos exigente que la de los varones. Sólo para el hombre, ser estudiante dentro del grupo de inactivos, supone una menor probabilidad de abandonar el hogar familiar.

Considerando por fin una de las variables con mayor controversia, los ingresos familiares, a la vista de la gran significatividad de la variable y su sistemático signo positivo, podemos decir sin dudas que para España el altruismo que predomina es el de proximidad, Lafèrrere (2004). Mayores ingresos familiares hacen aumentar el consumo individual del hijo en coresidencia. Por tanto domina el incentivo de los padres a los hijos para que permanezcan en el seno familiar, sea por puro egoísmo, o por proporcionar unas mejores condiciones de vida. La extendida idea de que los jóvenes no abandonan del “nido” por comodidad se ve entonces respaldada por la evidencia empírica presentada. Claro está, que no es sino otro factor más, en este caso positivo, que actúa sobre la decisión final.

Siguiendo con las características del hogar, no han resultado significativas las variables referentes a las dificultades para llegar a final de mes, así como el sentimiento sobre la situación financiera general. Tenemos que decir que en la medida que se trata de información que puede en algunos casos ocultarse a algunos miembros de la familia o existir cierto sesgo en las respuestas, hacia la situación menos favorable, tampoco nos extrañan los resultados. El tamaño del hogar sí tiene un efecto significativo, y negativo, sobre esa permanencia. Cuantos más miembros tiene una unidad familiar, más probable que el hijo adulto la abandone. Esta idea ya ha encontrado apoyo en otros trabajos, Bianchi (1987), Goldscheider y DaVanzo (1989). Sólo para los hombres, si alguno de esos miembros ya ha dejado el hogar, ayuda a tomar la decisión individual con posterioridad. Para las mujeres sorprendentemente no es una variable significativa. Por último, otra variable sistemáticamente significativa y con efecto positivo sobre la probabilidad de permanecer una año más en casa con los padres es la existencia de problemas de espacio. Debemos señalar que las cifras se abandonen o no el

hogar son muy similares, por lo que esta variable nos debe estar indicando algo derivado de una situación previa. Tal vez la perspectiva de los padres de aquellos hijos que con seguridad van a permanecer un año más en casa hace que anticipen esa decisión de no abandono, por lo que en familias en las que se espera que el hijo adulto no se vaya nunca de casa prevén esos problemas de espacio futuros como algo ya manifiesto. En cualquier caso se trata de una variable lo suficientemente subjetiva para que sean posibles interpretaciones alternativas.

Para lo jóvenes varones adultos españoles, si son importantes los ingresos individuales, no lo es la tasa de paro regional en la decisión de independencia. Sin embargo sí lo es para las mujeres. Claramente se trata de una variable que no afecta directamente a la decisión de las mujeres de independizarse, sino que lo hace a través de sus posibilidades de matrimonio, dado que como ya hemos dicho pensamos que se trata de una decisión simultánea. Es evidente que el principal motivo para evitar el matrimonio o la vida en pareja, sobre todo en el momento que va asociado a los hijos, es el respeto mutuo de las carreras profesionales, si por algún motivo éstas se hacen más difíciles o imposibles, tal impedimento desaparece, aumentando la probabilidad de que suceda ese abandono simultáneo del hogar familiar para la constitución de uno nuevo. Desgraciadamente como ya veíamos en las características de la muestra, en nuestro país todavía predominan los roles tradicionales de marido y mujer.

Los precios de la vivienda como barrera fundamental esgrimida por todos los políticos y tertulianos a la independencia de nuestros jóvenes, efectivamente lo es en todos los modelos estimados para los varones, pero sólo en el caso de considerar simultáneamente los de alquileres y propiedad para las mujeres. En cualquier caso el efecto de los precios de la vivienda en propiedad son alrededor de el doble de los de la vivienda en alquiler, y en el modelo presentado, donde los consideramos simultáneamente, los precios de la propiedad mantienen su efecto positivo sobre la probabilidad de permanecer una año más en la casa familiar, mientras que los precios de los alquileres pasan a tener un efecto negativo. La explicación es la que sigue. Si estamos de acuerdo en que existen fuerzas económicas comunes que determinan la evolución de ambos precios, ante una subida de ambos, la primera opción de cualquier individuo que se va a independizar, que es la de buscar un piso en propiedad, en muchos casos se ve relegada por imperativos económicos, quedando espacio para el

alquiler, que minora entonces el efecto de una subida de precios sobre la primera opción que es la compra. El efecto conjunto de una subida de precios de la vivienda sigue siendo positivo sobre la probabilidad de continuar con la coresidencia, pero menor que si no considerásemos la posibilidad de los alquileres.

Las variables de satisfacción elegidas pretendían inicialmente introducir algún aspecto interesante sobre la valoración subjetiva de la situación personal de los jóvenes estudiados. Todas las estimaciones, tanto las presentadas como otras, nos indican una gran correlación entre las puntuaciones otorgadas a todos los niveles de satisfacción, así como una patente dificultad en la interpretación de lo que se pregunta y lo que se responde en último término. Para las mujeres, sólo la satisfacción con la situación financiera personal es significativa y su efecto negativo en los modelos con ingresos potenciales. Cuanto más satisfechas están, más probable es que decidan abandonar el seno familiar. Todo lo contrario que los hombres, y en todas las estimaciones. Una mayor satisfacción supone menor probabilidad de abandono. Esto nos induce a pensar, ¿hombres y mujeres están respondiendo al mismo concepto?

Para terminar, el único patrón regional claro, una vez incluidas ya variables regionales como los precios de la vivienda, la tasa de nupcialidad o la tasa de paro, es que el vivir en el Sur de España tiene un efecto adicional sobre la probabilidad de continuar en el hogar familiar. Efecto muy positivo y significativo. En las estimaciones en las que hemos incluido los dos precios de vivienda, otras variables regionales alcanzan a ser significativas tanto para hombres como para mujeres. Para los hombres Noreste, Este y Canarias. Y para las mujeres el Noreste y el Centro. Si para los primeros el vivir en Canarias supone una mayor probabilidad de independencia, para ambos el vivir en las zonas con mayor renta *per cápita* del país después de Madrid, Noreste y Este, supone lo contrario. Sólo para las mujeres el vivir en el Centro, comunidades más pobres junto con el Sur en términos de PIB *per cápita*, supone mayor permanencia. Tal vez pueda existir algún patrón para las jóvenes españolas al margen de la riqueza de las CC.AA. Lo cual por otro lado excede los objetivos de nuestro trabajo.

Tabla 12

### Decisión de Abandono del hogar (Varones)

(Variable endógena dicotómica, =1 si continúa viviendo un año más en casa de sus padres)

	Ingresos Efectivos		Ingresos Potenciales	
	Coef.	ee.	Coef.	ee.
<b>Constante</b>	2,2447	(1,2967)***	2,1362	(1,2929)***
<b>Diferencia de Edad con los padres</b>	-0,0201	(0,0065)*	-0,0196	(0,0065)*
<b>Estado de Salud</b>	-0,0175	(0,0494)	-0,0055	(0,0491)
<b>Estado de Salud de los padres</b>	-0,0192	(0,0496)	-0,0128	(0,0496)
<b>Cohabita con su pareja</b>	0,0642	(0,2208)	0,0646	(0,2181)
<b>Tasa de Nupcialidad Regional</b>	-0,3304	(0,2105)	-0,3360	(0,2129)
<b>Salario Predicho (o potencial)</b>	--	--	-0,00181	(0,0477)
<b>Empleado y Sueldo inferior a 250€</b>	0,2310	(0,3141)	--	--
<b>Empleado y Sueldo entre 250 y 500€</b>	0,0397	(0,1438)	--	--
<b>Empleado y Sueldo entre 500 y 750€</b>	0,0835	(0,1245)	--	--
<b>Empleado y Sueldo superior a 750€</b>	-0,2429	(0,1371)***	--	--
<b>Desempleado</b>	-0,1491	(0,1293)	--	--
<b>Inactivo</b>	0,1008	(0,1253)	--	--
<b>Estudiante</b>	--	--	0,1684	(0,0900)**
<b>Realizando el Servicio Militar o la PSS</b>	--	--	0,3035	(0,3012)
<b>Tamaño del hogar</b>	-0,0716	(0,0303)**	-0,0705	(0,0301)**
<b>Alguien abandonó el hogar previamente</b>	-0,3792	(0,1295)*	-0,3958	(0,1285)*
<b>Problemas de espacio</b>	0,1714	(0,0826)**	0,1707	(0,0822)**
<b>Ingresos anuales totales netos familiares, (miles de €)</b>	0,0155	(0,0030)*	0,0154	(0,0030)*
<b>Mala situación financiera (autoevaluación)</b>	0,0990	(0,0741)	0,1008	(0,0736)
<b>Dificultades para llegar a final de mes,</b>	-0,0163	(0,0333)	-0,0179	(0,0331)
<b>Tasa de paro regional</b>	-0,0046	(0,0037)	-0,0035	(0,0039)
<b>Precio de la Vivienda en Alquiler</b>	-0,0208	(0,0124)***	-0,0213	(0,0123)***
<b>Precio de la Vivienda en Propiedad</b>	0,0435	(0,0175)**	0,0441	(0,0175)**
<b>Nivel de Satisfacción con la situación financiera</b>	0,0460	(0,0269)***	0,0464	(0,0248)***
<b>Nivel de Satisfacción con la situación de alojamiento</b>	-0,0581	(0,0311)***	-0,0571	(0,0308)***
<b>Noroeste</b>	-0,3472	(0,2642)	-0,3445	(0,2637)
<b>Noreste</b>	0,3991	(0,2014)**	0,4003	(0,2006)**
<b>Centro</b>	-0,0107	(0,2276)	0,0113	(0,2277)
<b>Este</b>	0,2311	(0,1301)***	0,2507	(0,1323)**
<b>Sur</b>	0,2781	(0,1404)**	0,2808	(0,1408)*
<b>Canarias</b>	-0,3027	(0,1735)***	-0,2936	(0,1742)**
<b>I de Heckman</b>	-3,3620	(0,2623)*	-3,2479	(0,2568)*
<b>Observaciones</b>	<b>5.318</b>		<b>5.318</b>	

Nota: \*\*\* Significativo al 10%, \*\* Significativo al 5%, \* Significativo al 1%

Tabla 13

### Decisión de Abandono del hogar (Mujeres)

(Variable endógena dicotómica, =1 si continúa viviendo un año más en casa de sus padres)

	Ingresos Efectivos		Ingresos Potenciales	
	Coef.	ee.	Coef.	ee.
Constante	3,1235	(1,5834)**	3,2626	(1,5665)**
Diferencia de Edad con los padres	-0,0273	(0,0077)*	-0,0271	(0,0077)*
Estado de Salud	-0,0721	(0,0610)	-0,0746	(0,0607)
Estado de Salud de los padres	-0,0563	(0,0631)	-0,0637	(0,2726)
Cohabita con su pareja	0,1135	(0,2731)	0,1446	(0,2726)
Tasa de Nupcialidad Regional	-0,1178	(0,2487)	-0,0745	(0,2499)
Salario Predicho (o potencial)	--	--	-0,1331	(0,1740)*
Empleado y Sueldo inferior a 250€	-0,1112	(0,3529)	--	--
Empleado y Sueldo entre 250 y 500€	-0,2599	(0,2867)	--	--
Empleado y Sueldo entre 500 y 750€	-0,4962	(0,2800)***	--	--
Empleado y Sueldo superior a 750€	-0,8627	(0,2961)*	--	--
Desempleado	-0,3938	(0,2772)	--	--
Inactivo	-0,3049	(0,2736)	--	--
Estudiante	--	--	0,1041	(0,1740)
Tamaño del hogar	-0,1171	(0,0328)*	-0,1190	(0,1740)*
Alguien abandonó el hogar previamente	-0,0703	(0,1761)	-0,0951	(0,1740)
Problemas de espacio	0,1807	(0,0965)***	0,1673	(0,0959)***
Ingresos anuales totales netos familiares, (miles de €)	0,0179	(0,0040)*	0,0161	(0,0402)*
Mala situación financiera (autoevaluación)	-0,0494	(0,0905)	-0,0487	(0,0402)
Dificultades para llegar a final de mes,	0,0079	(0,0404)	0,0176	(0,0402)
Tasa de paro regional	-0,0116	(0,0046)**	-0,0161	(0,0051)*
Precio de la Vivienda en Alquiler	-0,0324	(0,0157)**	-0,0324	(0,0156)**
Precio de la Vivienda en Propiedad	0,0507	(0,0218)**	0,0503	(0,0217)**
Nivel de Satisfacción con la situación financiera	-0,0288	(0,0319)	-0,0523	(0,0289)***
Nivel de Satisfacción con la situación de alojamiento	-0,0166	(0,0366)	-0,0118	(0,0365)
Noroeste	0,0085	(0,3105)	-0,0199	(0,3097)
Noreste	0,5102	(0,2391)**	0,4921	(0,2381)**
Centro	0,4836	(0,2727)***	0,4884	(0,2726)***
Este	0,2988	(0,1558)***	0,2425	(0,1564)
Sur	0,2992	(0,1686)***	0,3091	(0,1690)**
Canarias	0,1688	(0,2075)	0,1374	(0,2076)
<i>I</i> de Heckman	-3,7779	(0,3633)*	-3,6430	(0,3593)*
Observaciones	<b>4.331</b>		<b>4.331</b>	

Nota: \*\*\* Significativo al 10%, \*\* Significativo al 5%, \* Significativo al 1%

## BIBLIOGRAFÍA

- AASVE, A., BILLARI, F.C. & ONGARO, F. (2001) "The impact of income and employment status on leaving home: evidence from the Italian ECHP sample", *LABOUR* 15(3), 501-529.
- BECKER, S.O., BENTOLILA, S., FERNANDES, A. y ICHINO, A. (2005); "Job Insecurity and Youth Emancipation: A Theoretical Approach", *Discussion Paper 05-14*, Universität Bern, Faculty of Economics and Social Sciences, Department of Economics.
- BIANCHI, S.M. (1987) "Living at Home: Young Adult's Living Arrangements in the 1980s", *Trabajo presentado en la reunión anual de la American Sociological Association*, Chicago.
- BILLARI, F., PHILIPPOV, D. & BAIZAN, P. (2001), "Leaving home in Europe: The experience of cohorts born around 1960", *International Journal of Population Geography*, 7.
- BLANCO, A. & KLUVE, J. (2002), "Why not stay home? Determinants of nest-leaving behaviour in Germany and Spain", *Working Paper, ESPE 2002*.
- CABRÉ PLA, A. y MÓDENES CABRERIZO, J.A. (2004); "Home ownership and social inequality in Spain", en Del RÍO C., RUIZ-CASTILLO, J. (1997) "Demographic Trends and Living Standards", *Working Paper 97-67*, Economic Series 33, Universidad Carlos III, Madrid.
- FERNANDEZ CORDÓN J.A. (1997); "Youth Residential Independence and Autonomy: A Comparative Study", *Journal of Family Issues* 18: 576-607.
- GHIDONI, M. (2002), "Determinants of young European's decision to leave the parental household", *RES2002 Conference*.
- GOLDSCHIEDER, F.K. & DAVANZO, J. (1989) "Pathways to Independent Living In Early Adulthood: Marriage, Semiautonomy, and Premarital Residential Independence", *Demography* 26(4): 597-614.
- HECKMAN, J. (1979) Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47, 153-161.
- HOLDSWORTH, C., VOAS, D. & TRANMER, M. (2002) "Leaving home in Spain: When, Where and Why?" *Regional Studies*, Vol. 36.9.
- LAFERRÈRE, A. (2004), "Leaving the Nest: the interaction of parental income and environment", *WP, INSEE*.
- LAFERRÈRE, A. & BESSIÈRE, S. (2003) "Nest-living and nest-leaving: does the nest matter?", *WP, ESPE 2003*.
- MARTINEZ-GRANADO, M. & RUIZ CASTILLO, J. (2002) "The decisions of Spanish Youth: A cross-section study", *Journal of Population Economics* 15.
- VAN DE VEN, P.M.M. y VAN PRAAG M.S. (1981), "The demand for deductibles in Private Health Insurance. A Probit Model with Sample Selection", *Journal of Econometrics* 17(1981), 229-252.