Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública, 178-(3/2006): 81-111
© 2006, Instituto de Estudios Fiscales

¿De tal palo tal astilla? Conexiones intergeneracionales en la ocupación y la elección de empleo en el sector público *

JUAN PRIETO RODRÍGUEZ
MARÍA JOSÉ SUÁREZ FERNÁNDEZ
Departamento de Economía. Universidad de Oviedo

Recibido: Diciembre, 2004
Aceptado: Junio, 2006

Resumen

El objetivo de esta investigación es analizar en qué medida los antecedentes familiares facilitan el acceso de los hijos a las categorías ocupacionales más altas y/o a la Administración Pública. Para ello se han utilizado la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase, realizada en 1991, y la Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo del año 2004. Los resultados ponen de manifiesto la persistencia de relaciones intergeneracionales en el éxito ocupacional y en el acceso al empleo en la Administración Pública.

Palabras clave: Movilidad intergeneracional, éxito ocupacional, empleo público.

Clasificación JEL: J24, J45.

> *«En realidad, hasta ahora ha sido tan completa la separación, tan violenta la línea de demarcación entre las diferentes clases de trabajadores, que casi siempre equivale a una distinción hereditaria de casta, reclutándose casi siempre los que han de llenar cada oficio entre los hijos de los que ya pertenecen al mismo, o a otros de la misma categoría social, o entre los hijos de personas que, si bien pertenecían a una categoría inferior, han conseguido elevarse por sus esfuerzos. Los profesionales superiores se nutren con hijos de los que ya pertenecen a la profesión o con jóvenes de las clases ociosas.»*
>
> John Stuart Mill, 1848

* Este trabajo se ha beneficiado de los fondos del proyecto de investigación MEC-04-SEJ-04065 y SEC2003-08397/ECO. Asimismo, los autores quisieran agradecer los comentarios y sugerencias de los evaluadores anónimos. Con su ayuda el trabajo ha mejorado de manera importante. En cualquier caso, ellos no son responsables de los errores existentes, que son mérito exclusivo de los autores.

1. Introducción

El objetivo de este trabajo es analizar la posible existencia de conexiones intergeneracionales en dos características del empleo en las que estas relaciones puedan manifestarse con más intensidad: la ocupación y el trabajo en el sector público. En primer lugar, se trata de contrastar si existe especialización ocupacional en la familia, más concretamente, si la probabilidad de que un individuo se encuentre en las categorías ocupacionales más altas (profesional o directivo) es mayor cuando los padres se hallan o hallaban en dichos puestos. En segundo lugar, nos planteamos una pregunta semejante en relación al sector público: ¿es la probabilidad de trabajar en la Administración Pública mayor cuando los padres están o estuvieron empleados en dicho sector?

La dependencia intergeneracional de la ocupación sigue siendo hoy, más de un siglo y medio después de que John Stuart Mill se planteara el problema en términos de castas sociales, una cuestión básica para explicar los aspectos dinámicos de la equidad distributiva. Las razones que justifican la conexión entre la profesión de padres e hijos son, en primer lugar, que cada ocupación requiere una determinada combinación de cualificaciones y la familia desempeña un papel importante en su adquisición. Las características biológicas y culturales se transmiten de una generación a otra y son variables que posiblemente ayuden a explicar la elección ocupacional de los trabajadores. Por lo tanto, cabe suponer que la educación y el tipo de empleo de los padres afectarán a la ocupación en que se encuentran sus hijos. Una segunda razón es que, en un mundo de información imperfecta, los trabajadores posiblemente disponen de más información acerca de la profesión de sus padres que del resto de alternativas disponibles en el mercado, lo que también puede condicionar su elección. Por último, el capital relacional de la familia facilitará la incorporación al mercado laboral y el éxito ocupacional de sus miembros.

En el caso del acceso a la Administración Pública, podría suponerse inicialmente que los contactos familiares no son tan relevantes. Es más, si se considera que uno de los principios orientadores básicos de la actuación del sector público es la igualdad de oportunidades de los ciudadanos, siendo el sistema educativo y sanitario público dos de los pilares de este principio, las sagas familiares dentro de la Administración Pública no deberían aparecer por la existencia de cualquier tipo de nepotismo y el sistema de oposiciones debería estar diseñado para evitar, o limitar en lo posible, los comportamientos fraudulentos por parte de los miembros de los tribunales. Sin embargo, el análisis de los factores que determinan el éxito en unas oposiciones en España, tal y como ha demostrado un reciente trabajo de Bagües (2005), no está exento de cierto grado de discriminación y nepotismo que prima a los hijos de los funcionarios ya incluidos en un determinado cuerpo de la administración.

En cualquier caso, incluso si este efecto fuese inexistente, se podría observar una relación positiva entre sector de empleo de padres e hijos debido a la mayor disponibilidad de información sobre las oportunidades y condiciones de trabajo. Asimismo, hay que tener en cuenta que para ciertas profesiones el sector público es el empleador principal, por lo que si hubiera una conexión intergeneracional entre las ocupaciones también podría haberla respecto al trabajo para las Administraciones Públicas.

Para contrastar las hipótesis planteadas se han estimado modelos estáticos que tratan de determinar qué factores son importantes para que un individuo trabaje como profesional o directivo, o en el sector público, respectivamente. Los modelos se estiman separadamente para hombres y mujeres, puesto que se considera que su comportamiento laboral puede ser distinto, empleando dos bases de datos de corte transversal pero elaboradas en dos momentos distintos. Por un lado, la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase (ECBC-91) fue elaborada conjuntamente por el INE, el Instituto de la Mujer y la Comunidad de Madrid entre diciembre de 1990 y marzo de 1991 con una muestra de 6632 individuos. Por otro lado, la Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo (ECVT-04) es elaborada anualmente por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales a una muestra de unos seis mil ocupados de todo el territorio nacional, exceptuando Ceuta y Melilla. En este trabajo hemos utilizado la ECVT del año 2004, que era la última disponible en el momento de su realización. Ambas encuestas ofrecen la ventaja de preguntar a los individuos datos detallados sobre educación y características del empleo de los progenitores, incluso cuando ya no se comparte el mismo hogar. Esto permite que las muestras sean suficientemente amplias para poder contrastar nuestras hipótesis, que no estén sesgadas por la edad del entrevistado o de sus padres o por el hecho de que convivan en el mismo hogar o no. El uso de ambas bases de datos permitirá, con ciertas limitaciones que responden a las diferencias en los datos disponibles en ambas encuestas, comparar si las relaciones intergeneracionales han variado a lo largo del tiempo.

La ECBC-91, a pesar de estar algo anticuada, tiene varias ventajas frente a la ECVT-04. En primer lugar, la primera recoge información sobre personas ocupadas y desocupadas, mientras que la segunda sólo encuesta a trabajadores. En consecuencia, en las estimaciones realizadas con la ECBC-91 se tiene en cuenta que tanto la ocupación como el sector son variables que sólo se observan cuando el individuo trabaja, por lo que se aplican probits bivariantes censurados que analizan conjuntamente las decisiones de participación y ocupación/sector. En cambio, con la ECVT-04 se han utilizado probits simples para estimar la probabilidad de ser profesional o directivo, o de trabajar en la Administración Pública, dado que todos los entrevistados están ocupados. La segunda ventaja de la ECBC-91 es que ofrece información del salario de los individuos de forma continua, mientras que en la ECVT-04 los ingresos laborales vienen agrupados por intervalos. Por último, la información sobre los antecedentes familiares de la ECBC-91 es más detallada, pues se dispone de información sobre el padre y la madre separadamente y no solamente sobre el cabeza de familia.

El contenido del resto del artículo es el siguiente. En la sección 2 se presenta un resumen de la literatura económica sobre las decisiones de ocupación, se exponen las características generales del modelo teórico que servirá de base a nuestras estimaciones y se plantean los modelos econométricos con los que se pretenden contrastar las hipótesis de partida. En la sección siguiente se comentan los datos, las variables empleadas y los principales resultados de los modelos que analizan el éxito ocupacional de los individuos, mientras que la sección 4 se ocupa de las estimaciones correspondientes a los determinantes del acceso al empleo en la Administración Pública. Para finalizar, en la sección 5 se exponen las conclusiones más importantes de este estudio.

2. Análisis del éxito ocupacional

En esta sección se revisa brevemente la literatura sobre las decisiones de ocupación, haciendo especial mención a los trabajos que analizan la especialización ocupacional en la familia, y se especifican los modelos que servirán para contrastar la existencia de especialización intergeneracional en las familias españolas.

Las investigaciones económicas que analizan la ocupación de los individuos se pueden clasificar en dos grupos. En primer lugar, los modelos de elección ocupacional examinan las variables que influyen en la decisión del trabajador sobre la ocupación en que desearía encontrarse. En segundo lugar, los modelos de éxito ocupacional analizan los factores que determinan la ocupación en la que realmente se encuentra el individuo.

Los estudios de elección ocupacional tienen su punto de partida en la teoría del capital humano. Esta teoría considera la decisión sobre el empleo como una inversión para maximizar los ingresos vitales de modo que cada persona, a la hora de elegir un determinado empleo, compara beneficios y costes asociados a las distintas alternativas, y opta por aquel que le proporciona los mayores rendimientos netos [1]. Por consiguiente, las variables explicativas que se incluyen en este tipo de estudios son las características personales que influyen sobre los salarios o sobre la tasa de descuento del individuo (años de educación, tamaño del lugar de residencia, región, sexo, etc.), la tasa de desempleo en la ocupación, para aproximar la probabilidad de encontrar trabajo, los salarios relativos iniciales y la tasa de crecimiento salarial.

En otros casos se supone que los agentes eligen la ocupación que maximiza su utilidad. Esta hipótesis implica considerar que la decisión de empleo, además de ser una inversión, puede tener algunos aspectos de consumo. Según este enfoque, la valoración que hacen los individuos de cada ocupación depende de los gustos hacia las características monetarias y no monetarias de cada empleo y también de factores de acceso (variables como sexo o clase socioeconómica de la familia).

Por otro lado, los trabajos de éxito ocupacional consideran que el empleo de un trabajador no es sólo fruto de su elección, sino que también depende de las decisiones de los empresarios. Algunos autores estiman el modelo en forma reducida, sin hacer una separación explícita de cada lado del mercado [2]. En cambio, en otras investigaciones se hace un análisis diferenciado de las decisiones de trabajadores y empresarios. Dentro de esta línea de investigación pueden distinguirse dos enfoques en el tratamiento de la demanda: en algunos casos se emplea una función de demanda convencional y en otros se aplica un modelo de búsqueda según el cual el empleador contratará al primer solicitante de empleo cuya productividad estimada supere un cierto nivel mínimo [3].

El interés de los economistas que llevan a cabo estudios sobre las ocupaciones de los individuos se centra fundamentalmente en la discriminación ocupacional por sexo o raza, prescindiendo de otros factores explicativos, por lo que se han encontrado pocas investigaciones que analicen con detenimiento las influencias familiares sobre la elección de empleo [4]. En concreto, Phelps (1977) constata, con datos de diversos países, una tendencia al «autorreclu-

tamiento», es decir, que los que acceden a una determinada ocupación son, en su mayoría, hijos de padres que trabajan en esa misma categoría. Más aún, esta tendencia se presenta sobre todo en las categorías ocupacionales superiores. Asimismo, Robertson y Symons (1990) elaboran un modelo econométrico de elección ocupacional siguiendo el enfoque de maximización de utilidad. Al igual que en el caso anterior, sus resultados confirman que los hijos tienen una mayor probabilidad de permanecer en el mismo grupo ocupacional que sus padres, siendo esta tendencia más pronunciada entre los profesionales. Más recientemente, Harper y Haq (2001) encuentran que, a mayor clase social de los padres, mayor es la probabilidad de que los hijos o hijas deseen trabajar como profesionales, mientras que el efecto de estas variables sobre la probabilidad de éxito no es tan importante [5].

En nuestro país no se ha llevado a cabo ninguna investigación sobre la influencia de la familia en la elección de ocupación. Sin embargo, Ahn y Ugidos (1996) tratan un tema relacionado: el efecto de la situación laboral de los padres sobre la decisión de participación y la probabilidad de trabajar de sus hijos.

Tras esta breve revisión de la literatura, el resto de la sección se dedica a desarrollar el modelo que se utiliza en la primera parte del artículo para analizar los factores que influyen en la probabilidad de que un individuo sea profesional o directivo. Se especifica un modelo de «éxito» ocupacional, ya que se considera que el empleo de un individuo es fruto de su elección y de la del empresario. No obstante, en las estimaciones empíricas no se podrán separar las decisiones de oferta y demanda porque los datos disponibles no incluyen información sobre la ocupación deseada por el individuo. Los empleos se clasifican en dos categorías mutuamente excluyentes: profesionales o directivos y el resto de las ocupaciones.

Por el lado de la oferta se supone que el objetivo del agente es maximizar su utilidad, que depende del salario relativo de la ocupación y de características personales y familiares. En consecuencia, la elección de ocupación varía entre distintos trabajadores por diferencias en los gustos, que están determinados por las características del individuo, por diferencias en las características familiares y en los ingresos que esperan obtener en cada empleo. Dado que esta decisión se toma en un contexto de incertidumbre, si los individuos son aversos al riesgo, la mejor información disponible respecto a la ocupación de los padres puede reducir la incertidumbre asociada a los puestos de trabajo similares y determinar su elección. Los empresarios, por su parte, deben decidir cuándo contratar a un trabajador o cuándo ascenderlo. Se supone que la asignación de un individuo a cualquier empleo depende de su productividad. Como el empresario no conoce con seguridad esta variable, tratará de estimarla usando la información disponible sobre las características de los aspirantes que tengan conexión con ella, como por ejemplo la experiencia previa en la ocupación, la educación, etc. Asimismo, es posible que el capital relacional de la familia influya en la decisión de la empresa a la hora de contratar o ascender a un determinado trabajador.

La especificación econométrica varía para cada encuesta, en función de los datos disponibles. Comenzando por la ECBC-91, a la hora de estimar el modelo se tiene en cuenta que algunas variables no se observan para el total de la muestra. En concreto, sólo se conoce la ocupación de las personas que están trabajando y este subgrupo no es necesariamente una

muestra aleatoria del total de la población, sino que puede haber correlación entre la decisión de trabajar y la ocupación a la que se accede. Por ello, en el análisis empírico se utiliza un modelo probit con selección muestral, que consiste en estimar la probabilidad conjunta de trabajar y de encontrarse ocupado en un determinado empleo, teniendo en cuenta que sólo se dispone de información sobre la ocupación para la submuestra de asalariados.

Por otra parte, como ya se ha comentado, el salario, que es una variable clave en el estudio de las decisiones laborales, puede ser endógeno y, adicionalmente, sólo se conoce su valor para las personas que están trabajando, e incluso, dentro de este grupo, no sabemos cuál sería su remuneración en otras ocupaciones distintas a la actual. Para solventar estos problemas, se incorporan al modelo tres ecuaciones salariales: una para el total de empleados y otra para cada una de las dos categorías ocupacionales.

Con todas estas consideraciones, la especificación del modelo econométrico empleado con los datos de la ECBC-91 es la siguiente:

$$I_{i0}^{*} = \alpha_0 \ln w_{i0} + \beta'_0 X_i + \varepsilon_{i0} \tag{1}$$

$$I_{i1}^{*} = \alpha_1 (\ln w_{i1} - \ln w_{i2}) + \beta'_{11} Y_i + \varepsilon_{i1} \tag{2}$$

$$\ln w_{is} = \delta'_s Z_{is} + \beta_{is} \qquad \forall s = 0,1,2 \tag{3}$$

La ecuación (1) muestra la decisión de participación y la (2) recoge la de ocupación. Más concretamente, I_{i0}^{*} toma valores positivos cuando el individuo i trabaja y negativos cuando no está ocupado. El valor de este índice depende del salario medio que el agente espera obtener y de un vector de características personales (**X**) que determinan su salario de reserva. Por otra parte, I_{i1}^{*} es un índice que toma valores positivos cuando el individuo elige ser profesional o directivo y es contratado para dicha ocupación, y negativo en el resto de casos. Se supone que dicho índice es una función lineal del logaritmo del salario relativo esperado entre esta ocupación y el resto, y de otros factores que afectan a la elección del individuo y a la decisión del empresario (**Y**). Suponiendo que los términos aleatorios de estas dos ecuaciones (ε_{i0} y ε_{i1}) siguen una distribución normal bivariante, se puede aplicar un modelo probit bivariante censurado como el propuesto por Meng y Schmidt (1985).

El modelo probit bivariante se utiliza cuando existen dos variables dependientes cualitativas que pueden estar interrelacionadas. En este caso, las dos variables explicadas son participación y ocupación, y el valor de esta última únicamente se conoce cuando el individuo está trabajando, de modo que la ecuación (2) sólo está definida para el subconjunto de observaciones en que $I_{i0}^{*} > 0$.

Finalmente, se instrumentan los salarios mediante tres ecuaciones salariales, una estimada sin distinguir ocupación ($s = 0$), otra para la categoría de profesionales o directivos ($s = 1$) y otra para el resto de ocupaciones ($s = 2$). La primera de dichas ecuaciones permitirá predecir el salario medio que un individuo espera obtener en el mercado, que es uno de los factores más importantes en la decisión de participación. Además, dado que la diferencia salarial en-

tre los profesionales y el resto de trabajadores es una variable fundamental para explicar la elección ocupacional, se necesita estimar una ecuación para cada uno de estos dos grupos y, a partir de ellas, calcular el diferencial salarial.

A la hora de estimar cualquiera de estas tres ecuaciones pueden surgir problemas de sesgos de selección muestral. Para corregir estos posibles sesgos, el modelo se ha estimado en tres etapas. En primer lugar, se estima un probit bivariante censurado en forma reducida, que analiza conjuntamente la decisión de trabajar y la ocupación, sustituyendo los salarios por sus determinantes (**Z**). Con los coeficientes obtenidos en esta etapa, se calculan los términos de corrección de los sesgos de selección que se incorporarán a las ecuaciones salariales. En segundo lugar, se estiman las tres ecuaciones salariales, una para el total de asalariados, otra para profesionales o directivos y otra para el resto de empleos, y se obtienen predicciones del salario medio global y del salario medio específico de cada uno de los dos grupos ocupacionales considerados. En tercer lugar, se estiman las ecuaciones (1) y (2) mediante un probit bivariante estructural de participación y ocupación, empleando los salarios estimados en la fase anterior.

Como la ECVT-04 no recoge información sobre personas no ocupadas, la especificación del modelo econométrico empleado con esta encuesta es más simple, ya que no se analiza la probabilidad de trabajar. En este caso se estiman las ecuaciones (2) y (3). A partir de la ecuación (2), mediante un probit, se estima la probabilidad de que un asalariado trabaje como profesional o directivo. En cuanto a las ecuaciones salariales, sólo se estiman dos, una para cada categoría ocupacional considerada, y en ellas se corrige el posible sesgo de selección muestral que puede surgir si las submuestras de empleados en cada ocupación no son una muestra aleatoria del total de asalariados. Por ello, el modelo se estima en tres etapas de forma análoga a como se ha comentado anteriormente para la ECBC-91. Por último, la estimación de las ecuaciones salariales con la ECVT-04 tiene una dificultad adicional y es que esta encuesta ofrece los ingresos laborales por intervalos, lo que ha llevado a estimar estas ecuaciones por máxima verosimilitud para tener en cuenta la distribución de los salarios de los trabajadores en los intervalos recogidos en la encuesta.

3. El éxito ocupacional: resultados empíricos

A partir de las bases de datos empleadas, se seleccionaron las observaciones de las personas de edades comprendidas entre 30 y 65 años, que no trabajaban por cuenta propia y que ofrecían información sobre todas las variables empleadas. El motivo por el que se eliminaron a los más jóvenes de la muestra es que para ser profesional o directivo normalmente hace falta un período más o menos prolongado de formación genérica y específica, y consideramos que, en torno a los 30 años, la mayoría de la gente ha tenido tiempo para adquirir los conocimientos necesarios para alcanzar las categorías ocupacionales más altas. Los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en las diferentes estimaciones se encuentran recogidos en los cuadros A1 y A3 del Apéndice A.

3.1. Resultados a partir de la ECBC-91

Comenzando por la ECBC-91, los resultados obtenidos en las dos primeras etapas se pueden consultar en los cuadros B1 y B2 del Apéndice B, respectivamente. Como se puede observar en el cuadro B2, las variables independientes incluidas en las ecuaciones salariales son la edad, la antigüedad en la empresa, el nivel de estudios y la Comunidad Autónoma de residencia. Además, en las ecuaciones estimadas para las dos categorías ocupacionales consideradas se incluyen variables ficticias que representan el sector de actividad [6]. Finalmente, se han corregido los posibles sesgos de selección muestral mediante la inclusión de los términos apropiados. En las ecuaciones para todos los asalariados se incluye el inverso de la ratio de Mill y en las otras dos ecuaciones se ha tenido en cuenta la doble selección de trabajar y encontrarse en una determinada ocupación [7].

A partir de estas estimaciones se calcularon las predicciones salariales, que se utilizaron en la tercera etapa del análisis empírico, en la que se hace una regresión conjunta de las ecuaciones de participación y de éxito ocupacional.

La variable dependiente en la ecuación de participación toma el valor 1 si el individuo trabaja como asalariado y 0 si no está ocupado. Respecto a las variables explicativas, siguiendo la teoría neoclásica, se considera que la decisión de trabajar se basa en una comparación entre el salario de mercado y el de reserva. Por ello se han incluido como variables independientes el salario esperado y aquellos factores que determinan el salario de reserva, que son los siguientes: la renta no salarial, que aquí se aproxima por el número de miembros de la familia que aportan ingresos al hogar aparte del propio individuo, la edad y su cuadrado, el nivel de estudios, el estado civil y el número de hijos menores de 14 años.

La ecuación de éxito ocupacional tiene una variable dependiente binaria que toma el valor 1 cuando el individuo es profesional o directivo. En esta categoría se incluyen trabajadores no manuales que tienen puestos de dirección, supervisión o gerencia dentro de la empresa, profesionales y técnicos. Las variables explicativas del acceso a estas ocupaciones se pueden clasificar en cuatro grupos: antecedentes familiares (nivel de estudios y ocupación del padre y de la madre), características de la ocupación (logaritmo del salario relativo esperado), características personales (la edad y su cuadrado, el nivel de estudios, el estado civil y la antigüedad en la empresa y su cuadrado) y variables ficticias de sector de actividad.

Como ya se ha señalado, la inclusión de los antecedentes familiares y de las características de la ocupación se explica por razones de oferta y demanda. Es de esperar que el éxito ocupacional de lo hijos sea mayor cuando sus padres tienen un elevado nivel educativo o ejercen su trabajo en las ocupaciones superiores, debido al mayor capital relacional que estos estudios y ocupaciones suponen. Además, no hay que olvidar la importancia que tiene la familia en la transmisión de aptitudes, cualificaciones e información sobre el empleo en que se encuentran los antecesores [8]. Por ello se incluyen cuatro variables dicotómicas que se refieren a la educación y al empleo del padre y de la madre cuando el encuestado tenía 16 años. Las relativas al nivel educativo son iguales a uno cuando el progenitor tenía estudios supe-

riores y las relativas al empleo, cuando era profesional o directivo. Evidentemente, la incorporación del nivel educativo del individuo entre las características personales lleva a que las variables de antecedentes familiares no recojan los cambios en la probabilidad de ser profesional o directivo debidos a la transmisión de capital humano genérico de padres a hijos, pero sí el resto de efectos intergeneracionales mencionados, como las diferencias en capital relacional o las ganancias de información.

Las características personales pueden afectar tanto a las preferencias del individuo como a la estimación que hace el empresario de la productividad del trabajador o de su tasa de movilidad esperada, que posiblemente sean factores determinantes de los ascensos en el centro de trabajo, tal y como señalan Lazear y Rosen (1990).

Por otro lado, la elección de empleo de un individuo depende de las características del mismo y el salario es una de las más importantes. Cuanto mayor sea el salario relativo esperado como profesional en comparación al resto de ocupaciones, más probable es que se opte por dicha ocupación.

Por último, las variables de sector de actividad se incluyen para controlar diferencias sectoriales en la distribución de ocupaciones que puedan condicionar las posibilidades de acceso a determinados empleos [9].

El cuadro 1 muestra los resultados obtenidos en la estimación del probit bivariante de participación y ocupación. Como cabe esperar, la probabilidad de estar ocupado depende positivamente del salario esperado y negativamente del número de personas que aportan ingresos al hogar, tanto para hombres como para mujeres. El estado civil ejerce un efecto distinto dependiendo del sexo. En concreto, es más probable que trabaje un hombre casado que uno soltero y, por el contrario, el matrimonio reduce la probabilidad de participación de la mujer. Esto es una prueba del papel que el marido asume normalmente como primer perceptor de rentas del hogar y de la mayor vinculación de la mujer a las tareas domésticas. Sin embargo, el número de hijos menores de 14 años no ha resultado significativo en ningún caso. Además, la probabilidad de trabajar de los hombres aumenta con la edad, alcanzando un máximo sobre los 36 años.

El resultado más llamativo de la estimación de la decisión de trabajar es el signo negativo o la falta de significatividad de las variables relativas al nivel educativo del individuo. En la interpretación de estos resultados hay que recordar que el capital humano de tipo genérico puede tener una doble influencia sobre la probabilidad de trabajar. Por un lado tiene un efecto indirecto positivo porque eleva la productividad y por tanto, el salario esperado y, por otro lado, también puede tener un efecto directo negativo en la medida en que el salario de reserva del individuo se incremente con el nivel de estudios. La incorporación del logaritmo salarial esperado permite interpretar los coeficientes de las variables de estudios como una medida de la variación del salario de reserva al aumentar los mismos y los resultados corroboran esta doble influencia de los estudios. Puede observarse, a partir de los resultados obtenidos para la forma reducida del modelo, que el efecto total de la educación sobre la probabilidad de participar es positivo.

Cuadro 1
Probits bivariantes de participación y éxito ocupacional (ECBC-91)

	HOMBRES	MUJERES
	Coeficiente (t-Student)	**Coeficiente (t-Student)**
PROFESIONAL DIRECTIVO		
Edad	0,1328 (1,76)	–0,0110 (0,14)
Edad^2	–0,0013 (1,47)	0,0002 (0,20)
Casado	0,2501 (1,49)	–0,1084 (0,53)
Padre est. superiores	0,0100 (0,04)	–0,0037 (0,02)
Madre est. superiores	0,1001 (0,26)	0,5940 (1,09)
Padre profesional	0,2938 (1,88)	0,0636 (0,34)
Madre profesional	0,3997 (1,19)	0,0036 (0,01)
Est. Primarios	0,2048 (0,77)	0,1675 (0,47)
Est. Medios	0,9527 (5,60)	0,6937 (2,17)
Diplomado Univ.	2,1292 (10,10)	1,7583 (3,21)
Licenciado	2,3241 (11,09)	1,0597 (2,05)
Postgraduado	2,7803 (6,92)	0,7538 (0,80)
Antigüedad	–0,0068 (0,43)	0,0532 (2,18)
Antigüedad^2	0,0001 (0,19)	–0,0011 (1,46)
$\ln(w_1/w_2)$	–0,3457 (0,94)	0,9803 (2,69)
Industr. y Constr.	0,3153 (0,64)	2,2602 (2,11)
Servicios	0,5334 (1,06)	2,2917 (2,32)
Constante	–4,8555 (2,38)	–3,3394 (1,61)
PARTICIPACIÓN		
Edad	0,2403 (4,61)	–0,0053 (0,12)
Edad^2	–0,0033 (6,08)	–0,0003 (0,68)
Casado	0,6788 (4,20)	–0,7925 (7,56)
N.º pers. con ingresos	–0,7918 (12,49)	–0,3787 (6,09)
N.º hijos<14	–0,0215 (0,23)	0,0126 (0,20)
Est. Primarios	–0,0559 (0,24)	–0,5055 (2,94)
Est. Medios	–0,1955 (1,04)	–0,5395 (3,14)
Diplomado Univ.	–0,3425 (1,28)	–0,5647 (2,04)
Licenciado	–0,4329 (1,26)	–0,7749 (2,53)
Postgraduado	0,0928 (0,14)	–1,7287 (3,32)
$\ln(w_0)$	1,4138 (4,02)	2,4531 (7,75)
Constante	–11,7127 (5,23)	–13,6067 (7,58)
$\rho\beta$	0,0315 (0,15)	–0,3704 (1,25)
N	1261	1664
Log L	–770,985	–911,369

En resumen, la probabilidad de trabajar depende fundamentalmente de la educación del individuo, del estado civil, del número de personas que aportan ingresos al hogar y del salario esperado.

En cuanto a la ecuación de «éxito» ocupacional, el nivel de estudios se ha revelado como un determinante fundamental de la probabilidad de ser profesional o directivo. Concretamente, la posesión de estudios medios y, sobre todo, superiores aumenta dicha probabilidad de manera significativa. Esto se puede explicar por los mayores requerimientos de formación que normalmente son necesarios para ocupar estos empleos. Hay que señalar que para las

mujeres la posesión de un título universitario tiene una doble influencia sobre la probabilidad de alcanzar las categorías ocupacionales superiores, puesto que, además del efecto directo mencionado, también tiene un efecto indirecto a través de un mayor salario esperado en dichos empleos [10].

La edad, que se ha incluido como proxy de la experiencia potencial, también tiene una influencia positiva en el caso de los hombres. En cambio, la antigüedad en la empresa sólo es significativa para el sexo femenino, lo que muestra que la vinculación a la empresa de forma continuada es un factor más relevante en el caso de las mujeres para ser ascendido a las categorías más altas. La permanencia en la empresa permite al empresario estimar mejor la productividad del trabajador en la ocupación y/o la probabilidad de abandono de la empresa. Asimismo, elimina o reduce las asimetrías informativas que pueden generar problemas de discriminación estadística. Respecto al estado civil, no ha resultado significativo en ningún caso.

La diferencia salarial estimada sólo es significativa para el sexo femenino y con el signo positivo esperado. La falta de significatividad del salario relativo para los hombres puede deberse a que éstos no se fijan tanto en el incremento salarial que pueden suponer estas ocupaciones como en otras características no monetarias del puesto de trabajo. Otra explicación admisible es que los factores de demanda son más relevantes que los de oferta a la hora de explicar el éxito ocupacional masculino. Asimismo, el sector de actividad sólo es relevante para el sexo femenino, recogiendo las diferencias de la estructura ocupacional entre sectores.

Por último, las variables relativas a los antecedentes familiares se incorporan para recoger su efecto directo sobre la probabilidad de que los hijos sean profesionales o directivos, una vez controlado su efecto indirecto vía estudios. Hemos obtenido que la probabilidad de éxito ocupacional de los hombres es mayor cuando su padre ha sido profesional o directivo, pero en el caso de las mujeres no hemos encontrado relación alguna. En conclusión, una de las hipótesis de partida de este trabajo, que es la posible conexión intergeneracional entre categorías ocupacionales, ha resultado cierta para los hijos varones. Por el contrario, el acceso de la mujer a los puestos de profesional o directivo no depende directamente de la ocupación de sus padres sino, más bien, de su dotación de capital humano tanto genérico como específico y de la prima salarial asociada al cambio en la ocupación.

3.2. Resultados a partir de la ECVT-04

Al carecer de información sobre desocupados, las estimaciones realizadas con la ECVT-04 no permiten analizar la decisión de trabajar, por lo que, en la primera fase se estimó un probit en forma reducida que analiza la probabilidad de ser profesional o directivo y, a partir de los coeficientes obtenidos, se construyeron las variables que permiten corregir los posibles sesgos de selección muestral en las dos ecuaciones salariales que se estiman en la segunda fase. Los resultados de los probits iniciales y de las regresiones salariales se encuentran en los cuadros B3 y B4 del Apéndice B.

El cuadro 2 muestra los resultados obtenidos en la estimación de los probits finales. Al igual que sucedía con la ECBC-91, el nivel de estudios es una variable clave para explicar el acceso a las ocupaciones superiores. La edad no ha resultado significativa, pero la antigüedad en la empresa sí incrementa las posibilidades de que hombres y mujeres accedan a las ocupaciones más altas, siendo este efecto mayor en el sexo femenino, en línea con el resultado obtenido con la ECBC-91.

Cuadro 2
Probits de éxito ocupacional
(ECVT-04)

	HOMBRES	**MUJERES**
	Coeficiente (t-Student)	**Coeficiente (t-Student)**
Edad	–0,0135 (0,22)	0,0137 (0,18)
Edad^2	0,0001 (0,18)	–0,0004 (0,43)
Casado	0,1607 (1,38)	0,1111 (0,95)
Cab. fam. Prof. o directivo	0,0262 (0,17)	0,4021 (2,54)
Cab. fam. estudios superiores	0,2969 (1,48)	0,0270 (0,14)
Est. Primarios	0,3791 (1,10)	–0,3370 (1,11)
Est. Medios	1,1273 (3,29)	0,4387 (1,48)
Diplomado Univ.	1,7999 (5,13)	1,1304 (3,18)
Licenciado	2,1271 (5,26)	1,7150 (2,98)
Postgraduado	2,2242 (5,08)	1,3923 (2,67)
Antigüedad	0,0276 (1,90)	0,0494 (2,72)
Antigüedad^2	–0,0004 (1,10)	–0,0005 (0,76)
$\ln(w_1/w_2)$	0,7347 (1,71)	0,1170 (0,22)
Industria	–0,0910 (0,33)	0,4301 (0,98)
Construccion	–0,2342 (0,80)	0,3426 (0,57)
Servicios	0,4188 (1,59)	0,6712 (1,63)
Constante	–2,4931 (1,76)	–2,0378 (1,31)
N	1201	743
Log L	–436,2507	–338,3838

Los resultados a partir de la ECVT-04 muestran que la diferencia salarial estimada sólo es significativa para los varones y no para las mujeres, es decir, lo contrario a lo encontrado con la ECBC-91. Sin embargo, en ningún caso se han obtenido estimaciones con signo contrario al esperado. Respecto a los antecedentes familiares, hemos obtenido que la probabilidad de éxito ocupacional de las mujeres es mayor cuando el cabeza de familia es o era profesional o directivo. Sin embargo, en el caso de los varones no se ha encontrado una relación similar. Es decir, nuevamente aparecen resultados distintos a los hallados con la ECBC-91. Estas diferencias pueden venir explicadas por las importantes diferencias, ya comentadas, entre ambas bases de datos, especialmente en lo relativo a los salarios y los antecedentes familiares.

En conclusión, a pesar de que existe una diferencia temporal de 13 años entre las dos encuestas empleadas y de que las técnicas econométricas utilizadas son distintas, los resultados

no difieren demasiado entre ellas respecto a la importancia del capital humano, tanto genérico como específico, como factor determinante del éxito ocupacional. Así, se observa que la educación desempeña un papel fundamental para trabajar como profesional o directivo, tanto para hombres como para mujeres. En el caso de las mujeres, además, la educación también incrementa de manera significativa su remuneración esperada en estas ocupaciones y, por tanto, genera un efecto indirecto que incrementa su probabilidad de éxito ocupacional. La antigüedad en la empresa también es importante, sobre todo para las mujeres y, respecto a los antecedentes familiares, ambas encuestas revelan que existe algún tipo de conexión intergeneracional entre ocupaciones.

4. El empleo en el sector público

Dada la importancia del sector público como garante de la igualdad de oportunidades y como empleador, especialmente para perfiles profesionales que requieren un alto grado de formación, se ha considerado oportuno analizar los determinantes del empleo en este sector y estudiar explícitamente el papel que el empleo de los padres tiene en este fenómeno. Es decir, se trata de establecer si existen vínculos intergeneracionales entre los trabajadores del sector público (sin incluir las empresas públicas) y cómo son estos vínculos. Hay que señalar que la literatura existente sobre el sector público y privado se concentra sobre todo en el análisis de las diferencias salariales, mientras que el estudio de los determinantes del sector de empleo de los individuos ha tenido, en general, un carácter secundario [11].

Aunque el sector en que una persona está ocupada depende de factores de oferta y demanda, la literatura revisada se centra sólo en las decisiones de los trabajadores. Además, en la mayor parte de los casos se especifican y estiman modelos de carácter estático [12]. El supuesto de partida de los trabajos sobre la elección de sector es que el objetivo individual es maximizar la utilidad, dado que las diferencias entre el sector privado y público no se reducen sólo a los salarios, sino también a otras características no salariales, tales como la estabilidad en el empleo, la jornada laboral o el esfuerzo en el trabajo, que pueden ser valoradas de forma distinta por diferentes personas [13].

Al igual que sucedía para el caso de la conexión intergeneracional de ocupaciones, no hemos encontrado ninguna investigación española sobre la relación entre el sector de empleo de padres e hijos. Únicamente el artículo ya citado de Ahn y Ugidos (1996) estudia en qué medida la probabilidad de participación y de empleo de los jóvenes depende de la situación laboral de los padres (desempleo, ocupación por cuenta propia u ocupación por cuenta ajena en el sector público o en el sector privado). Encuentran, entre otros resultados, que el hecho de que los padres trabajen en el sector público no afecta a la probabilidad de que los hijos trabajen, lo que explican porque las redes familiares que facilitan el acceso al empleo operan mejor en el sector privado que en el público, donde las vacantes normalmente se cubren mediante oposiciones. Por otro lado, Albert y Moreno (1998) analizan los determinantes de las diferencias salariales entre el sector público y el sector privado y tratan de contrastar si la pri-

ma salarial es un factor determinante de la elección de sector, obteniendo que la probabilidad de trabajar en la Administración Pública depende efectivamente de la diferencia salarial.

Los modelos que tratan de determinar los factores que explican el sector en que se encuentran trabajando los individuos se han especificado y estimado de forma análoga a los de éxito ocupacional, es decir se estimarán las ecuaciones (1)-(3) cuando se emplea la ECBC-91 y las ecuaciones (2) y (3) cuando se trata de la ECVT-04. Dado que ahora se trata de estimar los determinantes del trabajo en el sector público, la variable explicada de la ecuación (2), I_{i1}^{*}, es un índice que toma valores positivos cuando el individuo está empleado en la Administración Pública, y negativo en el resto de casos.

Por otro lado, las ecuaciones salariales recogidas por la ecuación (3) se estiman una para el total de asalariados (sólo en el caso de la ECBC-91), otra para los empleados en la Administración Pública y otra para el resto. A partir de ellas se obtendrán las predicciones salariales pertinentes.

Al igual que en los modelos de éxito ocupacional, las muestras están compuestas por personas entre 30 y 65 años, excluyendo autoempleados, de las que se dispone de todas las variables relevantes. Los cuadros A2 y A4 del Apéndice A recogen los estadísticos descriptivos de las muestras empleadas.

4.1. Resultados a partir de la ECBC-91

De nuevo, comentaremos primero los resultados correspondientes a la ECBC-91. Las estimaciones de los probits bivariantes en forma reducida y de las ecuaciones salariales se muestran en los cuadros C1 y C2 del Apéndice C, respectivamente. Las variables explicativas incluidas en las regresiones salariales son la edad, la antigüedad en el último empleo y el nivel de estudios. A diferencia de las estimaciones de la sección anterior no se han incorporado la actividad económica, debido a la escasa variabilidad que existe entre los trabajadores del sector público, ni la Comunidad Autónoma, puesto que en algunos casos no había observaciones.

En el cuadro 3 se presentan las estimaciones correspondientes a los probits bivariantes estructurales, que explican la probabilidad de trabajar y de encontrarse en el sector público. En dichos probits, la variable dependiente en la ecuación de participación es uno cuando el individuo trabaja y las variables explicativas son las mismas que se incluyeron en el análisis del éxito ocupacional. Como era de esperar, los resultados son parecidos a los que se comentaron en la sección precedente por lo que nos remitimos a lo dicho entonces en relación a la decisión de trabajar.

La ecuación relativa al sector de empleo, tiene una variable dependiente binaria que toma el valor uno cuando el agente trabaja en la Administración Pública central, autonómica o local, y cero en otro caso. El vector de variables independientes está constituido por la edad, el estado civil, el nivel de estudios, el sector de empleo de los progenitores y el logaritmo neperiano del salario relativo esperado en la Administración Pública.

Cuadro 3
Probits bivariantes de participación y empleo en la administración pública (ECBC-91)

	HOMBRES	MUJERES
	Coeficiente (t-Student)	**Coeficiente (t-Student)**
ADMINISTRACIÓN PÚBLICA		
Edad	0,0251 (0,44)	0,0266 (0,39)
Edad^2	–0,0002 (0,38)	–0,0001 (0,14)
Casado	0,0351 (0,24)	–0,0585 (0,40)
Padre AAPP	0,4152 (2,97)	0,1726 (1,03)
Madre AAPP	0,1199 (0,37)	0,6507 (1,80)
Est. Primarios	0,2833 (1,21)	–0,0854 (0,23)
Est. Medios	0,3821 (1,28)	0,8412 (2,08)
Diplomado Univ.	0,7185 (1,39)	1,3787 (2,35)
Licenciado	0,8977 (2,37)	0,9341 (1,67)
Postgraduado	1,3677 (2,06)	1,2436 (2,21)
$\ln(w_1/w_2)$	0,6915 (0,96)	0,1737 (0,23)
Constante	–1,8942 (1,44)	–1,8846 (1,30)
PARTICIPACIÓN		
Edad	0,2505 (4,89)	–0,3011 (6,19)
Edad^2	–0,0034 (6,36)	0,0028 (5,41)
Casado	0,6967 (4,49)	–0,6626 (5,94)
N.º pers. con ingresos	–0,7639 (12,48)	–0,3816 (6,03)
N.º hijos<14	0,0132 (0,15)	–0,0324 (0,49)
Est. Primarios	–0,0175 (0,07)	–2,8187 (11,15)
Est. Medios	–0,0823 (0,38)	–3,9215 (12,33)
Diplomado Univ.	–0,1127 (0,36)	–6,8096 (12,09)
Licenciado	–0,1916 (0,45)	–7,1707 (12,11)
Postgraduado	0,0078 (0,01)	–10,5561 (11,96)
$\ln(w_0)$	1,1303 (2,47)	9,8045 (14,68)
Constante	–10,3692 (3,81)	–50,3979 (14,39)
$\rho\beta$	0,0534 (0,30)	–0,1395 (0,63)
N	1292	1695
Log L	–914,550	–951,247

Consideramos que el salario relativo afecta a la probabilidad de trabajar en la Administración Pública a través de la oferta, mientras que la influencia de las características personales y del sector de empleo de los padres puede explicarse por motivos de oferta o de demanda. La influencia de la educación puede ser doble. Por una parte, la composición del empleo y, por tanto, los requerimientos de formación son distintos en cada sector y, por otra parte, individuos con diferente formación pueden tener preferencias diversas [14].

Las estimaciones muestran que la educación es un determinante a tener en cuenta en el acceso al empleo en las Administraciones Públicas, tanto para hombres como para mujeres. Cuanto mayor sea el nivel de estudios más probable es que una mujer se encuentre en el sector público, excepto para las licenciadas, cuya probabilidad de trabajar en la Administración es inferior a la de las diplomadas. En el caso de los hombres, la posesión de un título universitario superior favorece también la entrada en la Administración. Esta relación positiva puede ser debida a los métodos de reclutamiento que se emplean en el sector público donde, en

función del puesto, se establecen unos requisitos educativos mínimos imprescindibles para poder acceder a él, mientras que en el sector privado puede haber mayor flexibilidad en cuanto al nivel de estudios exigido. Otra razón que se puede aducir para explicar la relevancia de la educación se basa en el tipo de actividad: en promedio, las actividades del sector terciario requieren mayor cualificación que el resto [15].

A diferencia de Albert y Moreno (1998), la diferencia salarial no ha resultado significativa en este caso, lo que puede ser debido a los menores tamaños muestrales de nuestras estimaciones.

Finalmente, en relación a nuestra hipótesis de partida, el hecho de que el padre trabaje o haya trabajado en la Administración Pública aumenta significativamente la probabilidad de que sus hijos lo hagan, mientras que en el caso de las mujeres ha resultado significativo el sector de empleo de las madres. Estos resultados ponen de manifiesto que también existen conexiones intergeneracionales dentro del sector público.

4.2. Resultados a partir de la ECVT-04

Las estimaciones llevadas a cabo con la ECVT-04 correspondientes a las etapas primera y segunda se encuentran en los cuadros C3 y C4 del Apéndice C. Los resultados de los probits finales que explican la probabilidad de trabajar en el sector público se presentan en el cuadro 4. Al igual que sucedía con la ECBC-91, las variables educativas tienen una influencia positiva sobre dicha probabilidad y, en este caso, el efecto es más acusado para los hombres. Además, en los varones se ha encontrado que esta probabilidad aumenta con la edad a una tasa decreciente, alcanzando el máximo en torno a los 50 años, lo que puede estar en relación con las tasas de creación de empleo público en el período de creación de las Administraciones Autonómicas. En cuanto al salario relativo, con estos datos ha resultado significativo para el sexo masculino. Quizás la falta de relevancia de esta variable entre las mujeres se deba a que las características no monetarias son más relevantes en su decisión de empleo.

Cuadro 4
Probits de empleo en la Administración Pública (ECVT-04)

	HOMBRES	MUJERES
	Coeficiente (t-Student)	Coeficiente (t-Student)
Edad	0,2688 (3,98)	0,0813 (1,14)
Edad^2	–0,0027 (3,49)	–0,0006 (0,74)
Casado	–0,0549 (0,50)	–0,0163 (0,15)
Cab. fam. AAPP	0,3886 (3,44)	0,1207 (0,90)
Est. Primarios	1,3099 (3,05)	–0,2932 (0,96)
Est. Medios	1,3499 (3,71)	0,4839 (1,77)
Diplomado Univ.	1,7155 (4,87)	0,9711 (2,62)
Licenciado	1,6857 (4,82)	1,0336 (2,57)
Postgraduado	1,6022 (3,77)	1,2265 (2,66)
$\ln(w_1/w_2)$	2,7654 (2,94)	–0,5160 (0,47)
Constante	–8,5572 (5,80)	–3,3557 (1,77)
N	1328	832
Log L	–473,5253	–382,9798

Respecto a las relaciones intergeneracionales en el sector de empleo, las estimaciones realizadas con la ECVT-04 ponen de manifiesto que el hecho de que el padre o la madre trabaje o haya trabajado en la Administración Pública aumenta significativamente la probabilidad de que sus hijos lo hagan, pero no afecta a la de sus hijas, pese a que la ECBC-91 mostraba este tipo de relación entre madres e hijas. La falta de precisión en las variables familiares incluidas en la ECVT-04 puede ser la causa de esta discrepancia en los resultados de ambas encuestas.

En conclusión, aunque las dos bases de datos revelan una cierta influencia del sector de empleo de los padres sobre el de los hijos, dada la información disponible, es imposible establecer cuál es el origen concreto de esta relación. Como ya se ha señalado, pudiera deberse al proceso de transmisión de habilidades y capital humano dentro de la familia, pero la inclusión de las variables de capital humano en el modelo permite controlar gran parte de este efecto. Asimismo, es posible que se deba a la reducción de las asimetrías informativas respecto a las condiciones de trabajo o a la utilización del capital relacional de la familia a la hora de emplear a los hijos. En este último caso, determinados comportamientos que pudieran estar asociados a nepotismo, discriminación o corrupción en el sistema de oposiciones originarían que la probabilidad de éxito en un examen estuviera relacionada con variables que nada tienen que ver con el capital humano de los candidatos. De hecho se ha observado que la probabilidad de aprobar una oposición a los principales Cuerpos de la Administración del Estado es mayor para aquellos candidatos que tienen algún familiar en el cuerpo al que aspiran (Bagües, 2005). Evidentemente, esto se traducirá en una relación positiva entre la probabilidad de que padres e hijos trabajen para la Administración Pública.

5. Resumen y conclusiones

El punto de partida de esta investigación ha sido comprobar, en primer lugar, si la probabilidad de que un individuo trabaje como profesional o directivo se ve afectada por la educación y la ocupación de sus padres, es decir, si existe especialización ocupacional en la familia. Esta relación puede deberse a la conexión entre las dotaciones de capital humano de distintas generaciones de una misma familia, a la mejor información de que dispone el hijo sobre la ocupación de sus progenitores o al mayor capital relacional de las familias en las que los padres tienen una mejor posición laboral, lo que facilitará el éxito profesional de sus hijos. En segundo lugar, se contrasta si existe una relación similar entre el empleo en el sector público de padres e hijos, que se puede explicar por un mayor conocimiento sobre las oportunidades laborales, por prácticas de selección de personal que no son completamente objetivas o porque en determinadas profesiones la Administración Pública es prácticamente el único demandante.

Para medir estos efectos se han planteado modelos que tratan de determinar los principales factores explicativos del éxito ocupacional para la categoría de profesionales y directivos, y de la probabilidad de trabajar en la Administración Pública. Las estimaciones se han realizado con dos encuestas: la ECBC-91 y la ECVT-04. Ambas recogen datos sobre

los antecedentes familiares, información que es imprescindible para la realización de este tipo de estudios.

La información que proporciona la ECBC-91 permite tener en cuenta que tanto la ocupación como el sector de empleo sólo se observan cuando los individuos trabajan. Dada la correlación potencial entre la decisión de participar y las características del empleo, en el análisis empírico se han empleado modelos probit bivariantes, que constan de dos variables dependientes binarias: participación y ocupación/sector de empleo y en los que una de las variables está censurada.

La ECVT-04 tiene la ventaja de que es una encuesta más reciente, pero se realiza sólo a ocupados, lo que impide emplear el modelo anterior. En este caso se estiman probits simples de probabilidad de trabajar como profesional o directivo, o en la Administración Pública.

La evidencia empírica señala que las variables de capital humano del individuo son los factores fundamentales para explicar la probabilidad de éxito ocupacional o trabajar en el sector público. En la medida que el capital humano de los hijos está altamente correlacionado con el de los padres, este vínculo sería un importante mecanismo de transmisión intergeneracional del éxito ocupacional y del acceso al empleo en la Administración Pública. Sin embargo, una vez controlado el efecto del capital humano propio, los estudios de los padres no tienen una influencia directa sobre la probabilidad de que los hijos sean profesionales o directivos. Por el contrario, sí se observa una cierta conexión entre el éxito ocupacional de padres e hijos. Con los datos de la ECBC-91 se encuentra, para los varones, una relación directa entre la probabilidad de ser profesional o directivo y la ocupación del padre. En cambio, la ECVT-04 revela esta relación en el caso de las mujeres.

En cuanto al sector de empleo, las estimaciones realizadas con la ECBC-91 muestran que la probabilidad de que el hijo trabaje en la Administración Pública es mayor cuando el padre está, o estuvo, ocupado en ese mismo sector mientras que, en el caso de las hijas, esta relación se observa solamente respecto al sector de empleo de la madre. Sin embargo, con los datos de la ECVT-04, sólo se ha encontrado una relación intergeneracional entre el sector de empleo de los varones y del cabeza de familia.

En suma, el entorno familiar sigue influyendo sobre las condiciones laborales de los miembros del hogar, no sólo porque los recursos económicos condicionan la cantidad y calidad de la educación de los hijos, sino también por la transmisión de valores, aptitudes e información, que influyen en las aspiraciones ocupacionales de los descendientes y en su elección de sector de empleo.

Notas

1. Este enfoque es adoptado, entre otros, por Boskin (1974), Zabalza (1979), Polachek (1981), Blakemore y Low (1984) y Dolton y Makepeace (1994).
2. Véase, por ejemplo, Schmidt y Strauss (1975).
3. Freeman (1975) es un ejemplo del primer caso y Gill (1989), Datta-Gupta (1993 y 1994) y Harper y Haq (2001) son ejemplos del segundo enfoque.

4. Los trabajos de carácter económico que tratan el tema de las relaciones intergeneracionales se suelen centrar en la correlación entre niveles de ingresos de padres e hijos [véase Solon (1999) para una revisión de esta literatura].
5. Un trabajo reciente relacionado con este tema es el de Machin y Vignoles (2004). En él se concluye que la movilidad intergeneracional, medida a través de la relación entre éxito educativo de los hijos y clase social o renta de los padres, ha caído en las últimas décadas en el Reino Unido, puesto que observan que la conexión entre estas variables es más acusada para las generaciones más jóvenes.
6. Estas variables se omiten en las ecuaciones correspondientes a todos los asalariados porque sus coeficientes se emplearán para predecir el salario esperado de trabajadores y no trabajadores y, para estos últimos, no siempre se conoce su sector de actividad.
7. Véase Tunali (1986) para un análisis de la estimación en etapas de modelos en que existe una doble selección muestral.
8. De hecho, los resultados del test de Pearson sobre la independencia del nivel de estudios de padres e hijos realizados con la ECBC-91 y con la ECVT-04 no dejan lugar a duda, pues los valores obtenidos están muy por encima de los valores críticos para cualquier nivel de significatividad.
9. Se intentó la estimación de una especificación del modelo con una mayor desagregación de las actividades pero se encontró que estas especificaciones generaban problemas de estimación debido al escaso o nulo número de observaciones para algunas categorías.
10. Como se puede observar en el cuadro B2 el nivel de estudios incrementa la remuneración femenina esperada en las ocupaciones superiores.
11. En muchas investigaciones que analizan las diferencias salariales se estima la probabilidad de trabajar en cada sector para corregir los sesgos de selección en las ecuaciones salariales. Véase, por ejemplo, Gyorko y Tracy (1988) y Tansel (1999).
12. Véase Boudarbat (2004) para un modelo dinámico de elección intertemporal de sector.
13. Entre los primeros trabajos centrados en los determinantes de la elección de sector se encuentran los de Bellante y Link (1981) y Blank (1985).
14. La antigüedad en la empresa no se ha incluido porque se considera que puede ser una variable endógena, puesto que una de las características de los empleos públicos es su mayor grado de estabilidad.
15. Se ha probado una especificación alternativa que incluía las categorías ocupacionales como variables explicativas, pero la alta correlación entre ocupación y educación generaba problemas serios de multicolinealidad en las estimaciones.

Referencias

Ahn, N. y A. Ugidos (1996), "The effects of the labor market situation of parents on children: Inheritance of unemployment", *Investigaciones Económicas,* 20: 23-41.

Albert, C., J. Jimeno y G. Moreno (1997), "Pay determination in the Spanish Public Sector", *Documento de trabajo 97-18,* FEDEA, Madrid.

Albert, C. y G. Moreno (1998), "Diferencias salariales entre el sector público y privado español: un modelo *switching*", *Estadística Española,* 40: 167-193.

Ahn, N. y A. Ugidos (1996), "The effects of the labor market situation of parents on children: Inheritance of unemployment", *Investigaciones Económicas,* 20: 23-41.

Bagües, M. F. (2005), "¿Qué determina el éxito en unas oposiciones?", *Documento de Trabajo 2005-01*, FEDEA, Madrid.

Bellante, D. y A. N. Link (1981), "Are public sector workers more risk averse than private sector workers?", *Industrial and Labor Relations Review,* 34: 408-412.

Blakemore, A. E. y S. A. Low (1984), "Sex differences in occupational selection: the case of college majors", *Review of Economics and Statistics,* 66: 157-163.

Blank, R. M. (1985), "An analysis of workers' choice between employment in the public and private sectors", *Industrial and Labor Relations Review,* 38: 211-224.

Boskin, M. J. (1974), "A conditional logit model of occupational choice", *Journal of Political Economy,* 82: 389-398.

Boudarbat (2004), "Employment sector choice in a developing labor market", Centre for Labour and Empirical Economic Research, University of British Columbia, *Working Paper 003.*

Datta-Gupta, N. (1993), "Probabilities of job choice and employer selection and male-female occupational differences", *American Economic Review,* 83: 57-61.

Datta-Gupta, N. (1994), "A specification test of the determinants of male-female occupational differences", *Economics Letters,* 44: 197-203.

Dolton, P. J. y G. H. Makepeace (1993), "Female labour force participation and the choice of occupation. The supply of teachers", *European Economic Review,* 37: 1393-1411.

Freeman, R. B. (1975), "Supply and salary adjustments to the changing science manpower market: Physics, 1948-1973", *American Economic Review,* 65: 27-37.

Gill, A. M. (1989), "The role of discrimination in determining occupational structure", *Industrial and Labor Relations Review,* 42: 610-623.

Gyourko, J. y J. Tracy (1988), "An Analysis of Public- and Private-Sector wages allowing for endogenous choices of both government and union status", *Journal of Labor Economics,* 6: 229-253.

Harper, B. y M. Haq (2001), "Ambition, discrimination, and occupational attainment: a study of a British cohort", *Oxford Economic Papers,* 53: 695-720.

Lazear, E. P. y S. Rosen (1990), "Male-female wage differentials in job ladders", *Journal of Labor Economics,* 8: S106-S123.

Machin, S. y A. Vignoles (2004), "Educational inequality: the widening socio-economic gap", *Fiscal Studies:* 25, 107-128.

Meng, C. L. y P. Schmidt (1985), "On the cost of partial observability in the bivariate probit model", *International Economic Review:* 26, 71-85.

Mill, J. S. (1848), *Principles of Political Economy,* traducción al castellano: *Principios de Economía Política,* Fondo de Cultura Económica, 1943, México.

Phelps, H. (1977), *The inequality of pay,* Oxford University Press.

Poirier, D. (1980), "Partial observability in bivariate probit models", *Journal of Econometrics,* 12: 209-217.

Polachek, S. W. (1981), "Occupational self-selection: A human capital approach to sex differences in occupational structure", *Review of Economics and Statistics,* 63: 60-69.

Robertson, D. y J. Symons (1990), "The occupational choice of British children", *The Economic Journal,* 100: 828-841.

Schmidt, P. y R. P. Strauss (1975), "The prediction of occupation using multiple logit models", *International Economic Review,* 42: 624-639.

Solon, G. (1999), "Intergenerational mobility in the labor market", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics,* 3: 1761-1800.

Tansel, A. (1999), "Public-private employment choice, wage differentials and gender in Turkey", *Center Discussion Paper n.º 797,* Economic Growth Centre, Yale University.

Tunali, I. (1986), "A general structure for models of double-selection and an application to a joint migration/earnings process with remigration", *Research in Labor Economics,* 8B: 235-282.

Zabalza, A. (1979), "The determinants of teacher supply", *The Review of Economic Studies,* 46: 131-147.

Abstract

The objective of this paper is to analyze how parents' occupations determine occupational success or employment sector of their kids. For this purpose, 1991 Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase and 2004 Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo have been used. The results indicate that family background still has a significant effect on occupational and sector choices.

Key words: Intergenerational mobility, occupational attainment, public employment.

JEL classification: J24, J45.

Apéndice A: Estadísticos descriptivos

A1. Estadísticos descriptivos de la ECBC-91

Cuadro A1
Éxito ocupacional: estadísticos descriptivos (ECBC-91)

	HOMBRES						MUJERES					
	TOTAL (N=1261)		ASALARIADOS (N=941)		PROFESIONALES DIRECTIVOS (N=427)		TOTAL (N=1664)		ASALARIADAS (N=547)		PROFESIONALES DIRECTIVAS (N=327)	
	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica
Trabajo	0,746	0,435	1,000	0,000	1,000	0,000	0,329	0,470	1,000	0,000	1,000	0,000
Edad	44,851	10,652	42,007	8,685	42,251	8,320	44,901	10,701	40,316	8,755	40,226	8,642
Padre est. superiores	0,071	0,256	0,081	0,273	0,150	0,357	0,084	0,277	0,154	0,361	0,199	0,400
Madre est. superiores	0,027	0,162	0,034	0,181	0,066	0,248	0,023	0,151	0,037	0,188	0,055	0,228
Padre profesional	0,170	0,376	0,182	0,386	0,290	0,454	0,176	0,381	0,267	0,443	0,309	0,463
Madre profesional	0,032	0,175	0,037	0,189	0,068	0,252	0,041	0,199	0,060	0,238	0,083	0,276
Est. Primarios	0,056	0,229	0,058	0,235	0,014	0,118	0,075	0,264	0,057	0,231	0,018	0,134
Est. Medios	0,255	0,436	0,276	0,447	0,204	0,403	0,172	0,377	0,186	0,390	0,113	0,317
Diplomado Univ.	0,134	0,341	0,152	0,359	0,272	0,445	0,169	0,375	0,358	0,480	0,560	0,497
Licenciado	0,176	0,381	0,204	0,403	0,384	0,487	0,087	0,282	0,196	0,397	0,254	0,436
Postgraduado	0,030	0,171	0,039	0,194	0,082	0,275	0,008	0,091	0,018	0,134	0,028	0,164
Antigüedad	14,065	11,477	13,000	9,714	12,995	9,416	6,510	8,496	10,581	8,172	11,330	8,065
Casado	0,833	0,373	0,861	0,346	0,876	0,330	0,799	0,401	0,665	0,472	0,642	0,480
N.º pers. Ingresos	0,808	0,832	0,560	0,696	0,604	0,594	1,257	0,731	0,995	0,686	0,966	0,666
N.º hijos<14	0,700	0,812	0,862	0,823	0,892	0,829	0,611	0,762	0,737	0,841	0,722	0,868
Andalucía	0,148	0,356	0,142	0,350	0,150	0,357	0,136	0,343	0,101	0,301	0,113	0,317
Aragón	0,034	0,182	0,043	0,202	0,052	0,221	0,032	0,177	0,048	0,213	0,040	0,196
Asturias	0,022	0,147	0,026	0,158	0,023	0,151	0,034	0,180	0,031	0,174	0,031	0,172
Baleares	0,010	0,097	0,010	0,097	0,002	0,048	0,012	0,109	0,018	0,134	0,018	0,134
Canarias	0,033	0,180	0,028	0,164	0,026	0,159	0,027	0,162	0,029	0,169	0,034	0,181
Cantabria	0,010	0,101	0,010	0,097	0,007	0,084	0,008	0,091	0,005	0,074	0,006	0,078
Castilla-La Mancha	0,036	0,188	0,031	0,173	0,026	0,159	0,035	0,185	0,016	0,127	0,021	0,145
Castilla y León	0,040	0,197	0,035	0,184	0,044	0,206	0,054	0,226	0,044	0,205	0,055	0,228
Cataluña	0,132	0,338	0,129	0,335	0,101	0,301	0,145	0,352	0,143	0,350	0,119	0,325
Extremadura	0,014	0,119	0,012	0,108	0,012	0,108	0,028	0,164	0,022	0,147	0,018	0,134
Galicia	0,067	0,249	0,068	0,252	0,075	0,264	0,065	0,246	0,062	0,242	0,061	0,240
Murcia	0,017	0,128	0,016	0,125	0,014	0,118	0,020	0,139	0,022	0,147	0,031	0,172
Navarra	0,017	0,128	0,020	0,141	0,028	0,165	0,008	0,091	0,016	0,127	0,015	0,123
País Vasco	0,052	0,223	0,058	0,235	0,066	0,248	0,040	0,197	0,057	0,231	0,061	0,240
Rioja	0,008	0,089	0,010	0,097	0,014	0,118	0,006	0,077	0,011	0,104	0,012	0,110
Valencia	0,090	0,287	0,085	0,279	0,075	0,264	0,075	0,264	0,073	0,261	0,083	0,276
Industria y construc.	–	–	0,351	0,477	0,208	0,407	–	–	0,130	0,336	0,052	0,222
Servicios	–	–	0,623	0,485	0,785	0,412	–	–	0,863	0,344	0,945	0,228
Ln (w)	–	–	6,596	0,574	6,929	0,483	–	–	6,481	0,571	6,742	0,391
Ln (w) predicho	6,561	0,368	6,609	0,366	6,850	0,308	6,235	0,388	6,534	0,358	6,725	0,227
Ln (w_1/w_2) predicho	–	–	1,150	0,256	1,025	0,196	–	–	0,521	0,483	0,741	0,395

Cuadro A2
Sector de empleo: estadísticos descriptivos (ECBC-91)

	HOMBRES						MUJERES					
	TOTAL (N=1292)		ASALARIADOS (N=956)		ADMÓN. PÚBLICA (N=297)		TOTAL (N=1695)		ASALARIADAS (N=548)		ADMÓN. PÚBLICA (N=246)	
	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica
Trabajo	0,740	0,439	1,000	0,000	1,000	0,000	0,323	0,468	1,000	0,000	1,000	0,000
Edad	45,056	10,713	42,151	8,747	42,721	8,800	44,936	10,687	40,318	8,757	40,809	8,939
Padre AAPP	0,096	0,295	0,105	0,306	0,175	0,381	0,087	0,282	0,131	0,338	0,175	0,381
Madre AAPP	0,015	0,120	0,018	0,132	0,030	0,172	0,017	0,130	0,027	0,163	0,045	0,207
Est. Primarios	0,053	0,225	0,056	0,231	0,030	0,172	0,076	0,265	0,055	0,228	0,012	0,110
Est. Medios	0,256	0,437	0,275	0,447	0,229	0,421	0,172	0,377	0,184	0,388	0,171	0,377
Diplomado Univ.	0,136	0,343	0,157	0,364	0,239	0,427	0,168	0,374	0,356	0,479	0,524	0,500
Licenciado	0,174	0,379	0,203	0,402	0,313	0,465	0,087	0,282	0,199	0,400	0,211	0,409
Postgraduado	0,031	0,173	0,040	0,195	0,098	0,297	0,008	0,091	0,018	0,134	0,024	0,155
Antigüedad	14,272	11,530	13,186	9,760	13,562	9,207	6,433	8,416	10,493	8,151	11,325	8,402
Casado	0,834	0,373	0,862	0,345	0,872	0,335	0,801	0,399	0,670	0,471	0,654	0,477
N.º pers. Ingresos	0,817	0,839	0,564	0,704	0,657	0,705	1,260	0,732	0,998	0,693	0,996	0,753
N.º hijos<14	0,690	0,815	0,858	0,829	0,872	0,828	0,607	0,757	0,734	0,835	0,740	0,893
Ln (w)	–	–	6,602	0,573	6,830	0,508	–	–	6,480	0,572	6,711	0,389
Ln (w) predicho	6,578	0,352	6,619	0,352	6,809	0,325	6,219	0,381	6,526	0,349	6,671	0,253
Ln (w_1/w_2) predicho	–	–	0,221	0,282	0,371	0,252	–	–	0,351	0,264	0,450	0,221

A2. Estadísticos descriptivos de la ECVT-04

Cuadro A3
Éxito ocupacional: estadísticos descriptivos (ECVT-04)

	HOMBRES				MUJERES			
	ASALARIADOS (N=1201)		PROFESIONALES O DIRECTIVOS (N=307)		ASALARIADAS (N=743)		PROFESIONALES O DIRECTIVAS (N=259)	
	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica
Edad	43,396	8,902	43,831	9,050	42,467	8,624	41,344	7,841
Cab. fam. est. superiores	0,078	0,269	0,208	0,407	0,097	0,296	0,189	0,392
Cab. fam. prof. o directivo	0,134	0,341	0,283	0,451	0,167	0,373	0,293	0,456
Est. Primarios	0,450	0,498	0,104	0,306	0,335	0,472	0,081	0,273
Est. Medios	0,281	0,449	0,267	0,443	0,315	0,465	0,290	0,454
Diplomado Univ.	0,090	0,286	0,212	0,409	0,164	0,371	0,301	0,460
Licenciado	0,108	0,311	0,345	0,476	0,117	0,322	0,274	0,447
Postgraduado	0,022	0,146	0,065	0,247	0,017	0,131	0,035	0,183
Antigüedad	11,788	11,013	14,199	11,145	9,715	9,616	12,139	10,195
Casado	0,729	0,445	0,726	0,447	0,590	0,492	0,598	0,491
Industria	0,217	0,413	0,111	0,314	0,129	0,336	0,081	0,273
Construcción	0,192	0,394	0,049	0,216	0,019	0,136	0,015	0,124
Servicios	0,532	0,499	0,821	0,384	0,817	0,387	0,892	0,311
N.º empleados<10	0,289	0,453	0,202	0,402	0,338	0,473	0,220	0,415
Ingresos lab. (en intervalos)	5,515	1,566	6,534	1,784	4,548	1,578	5,602	1,654
Ln (w_1/w_2) predicho	0,664	0,263	0,877	0,301	0,505	0,347	0,746	0,367

Cuadro A4
Sector de empleo: estadísticos descriptivos (ECVT-04)

	HOMBRES				MUJERES			
	ASALARIADOS (N=1328)		ADMON. PÚBLICA (N=209)		ASALARIADAS (N=832)		ADMÓN. PÚBLICA (N=174)	
	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica
Edad	43,408	8,879	47,043	8,442	42,332	8,538	43,937	8,174
Cab. fam. AAPP	0,153	0,360	0,282	0,451	0,167	0,373	0,218	0,414
Est. Primarios	0,448	0,497	0,211	0,409	0,349	0,477	0,144	0,352
Est. Medios	0,290	0,454	0,263	0,441	0,310	0,463	0,328	0,471
Diplomado Univ.	0,093	0,291	0,201	0,402	0,157	0,364	0,253	0,436
Licenciado	0,106	0,308	0,258	0,439	0,117	0,321	0,201	0,402
Postgraduado	0,019	0,136	0,057	0,233	0,018	0,133	0,040	0,197
Antigüedad	11,874	10,966	18,598	10,483	9,762	9,637	14,201	9,864
Casado	0,724	0,447	0,756	0,431	0,591	0,492	0,592	0,493
Ingresos lab. (en intervalos)	5,522	1,596	6,254	1,614	4,524	1,617	5,575	1,514
Ln (w_1/w_2) predicho	–0,144	0,141	–0,047	0,144	0,515	0,159	0,580	0,157

Apéndice B: Resultados adicionales de los modelos de éxito ocupacional

Cuadro B1
Probits bivariantes de participación y éxito ocupacional en forma reducida (ECBC-91)

	HOMBRES	MUJERES
	Coeficiente (t-Student)	Coeficiente (t-Student)
PROFESIONAL/DIRECTIVO		
Edad	0,1756 (2,59)	0,0258 (0,31)
Edad^2	–0,0018 (2,30)	–0,0001 (0,07)
Casado	0,2785 (1,66)	–0,1729 (0,78)
Padre est. superiores	0,0543 (0,22)	–0,0586 (0,24)
Madre est. superiores	0,1018 (0,26)	0,6250 (1,10)
Padre profesional	0,2608 (1,64)	0,0753 (0,39)
Madre profesional	0,4833 (1,38)	0,1125 (0,30)
Est. Primarios	0,1424 (0,53)	0,4374 (1,25)
Est. Medios	1,0457 (6,57)	0,9486 (2,85)
Diplomado Univ.	2,2503 (12,10)	2,7527 (5,06)
Licenciado	2,4416 (13,24)	2,0940 (4,11)
Postgraduado	2,9879 (7,41)	2,5831 (3,13)
Antigüedad	–0,0038 (0,23)	0,0279 (0,73)
Antigüedad^2	0,0001 (0,12)	–0,0005 (0,51)
Industr. y Constr.	0,5593 (1,21)	0,3844 (0,39)
Servicios	0,8063 (1,75)	0,8702 (0,89)
Constante	–6,5019 (4,22)	–3,0439 (1,44)
Dummies de CCAA	SÍ	SÍ
PARTICIPACIÓN		
Edad	0,2205 (4,08)	0,0491 (1,11)
Edad^2	–0,0031 (5,35)	–0,0010 (2,13)
Casado	0,6550 (3,92)	–0,6907 (6,01)
N.º pers. con ingresos	–0,8316 (12,58)	–0,4123 (6,02)
N.º hijos<14	–0,0357 (0,37)	–0,0455 (0,67)
Est. Primarios	0,0600 (0,26)	0,0232 (0,14)
Est. Medios	0,2786 (1,96)	0,4174 (3,60)
Diplomado Univ.	0,4438 (2,52)	1,3192 (11,43)
Licenciado	0,7082 (4,24)	1,2771 (8,46)
Postgraduado	1,5655 (2,78)	1,1832 (2,97)
Antigüedad	0,0619 (4,31)	0,1441 (11,76)
Antigüedad^2	–0,0014 (3,76)	–0,0028 (7,05)
Constante	–2,7123 (2,22)	–0,5968 (0,60)
Dummies de CCAA	SÍ	SÍ
$\rho\beta$	0,1199 (0,59)	–0,3840 (0,97)
N	1261	1664
Log L	–747,8244	–797,1978

Cuadro B2
Éxito ocupacional: ecuaciones salariales
(ECBC-91)

	HOMBRES			MUJERES		
	TOTAL ASALARIADOS	PROFES. O DIRECTIVOS	OTRAS OCUPACIONES	TOTAL ASALARIADAS	PROFES. O DIRECTIVOS	OTRAS OCUPACIONES
	Coefic. (t-Stud).	Coefic. (t-Stud.)	Coefic. (t-Stud.)	Coefic. (t-Stud.)	Coefic. (t-Stud.)	Coefic. (t-Stud.)
Edad	0,0254 (1,32)	–0,0598 (1,60)	0,0259 (0,86)	0,0356 (1,64)	0,0299 (1,38)	0,0234 (0,61)
Edad^2	–0,0003 (1,20)	0,0007 (1,56)	–0,0003 (1,06)	–0,0004 (1,54)	–0,0003 (1,07)	–0,0003 (0,79)
Antigüedad	0,0122 (2,41)	0,0111 (1,67)	0,0106 (1,68)	0,0123 (1,39)	0,0063 (0,70)	0,0121 (0,81)
Antigüedad^2	–0,0000 (0,27)	–0,0001 (0,58)	0,0001 (0,45)	–0,0002 (0,95)	–0,0001 (0,52)	–0,0003 (0,86)
Est. Primarios	0,1436 (2,37)	0,1206 (0,74)	0,0548 (0,90)	0,2775 (2,45)	0,3421 (1,35)	0,1294 (0,86)
Est. Medios	0,3149 (7,53)	–0,1464 (0,75)	0,0655 (0,70)	0,4262 (5,96)	0,3488 (1,82)	0,2259 (1,62)
Diplomado Univ.	0,5776 (11,33)	–0,4209 (1,25)	–0,1194 (0,44)	0,8284 (10,26)	0,8485 (2,41)	0,1041 (0,21)
Licenciado	0,8480 (16,34)	–0,2087 (0,62)	0,0998 (0,35)	0,8507 (9,65)	0,9058 (2,92)	0,1715 (0,50)
Postgraduado	1,0775 (12,59)	–0,1219 (0,33)	0,2072 (0,41)	1,1523 (8,83)	1,1481 (3,12)	–0,5280 (0,91)
Andalucía	–0,1980 (3,40)	–0,1841 (2,88)	–0,1753 (2,16)	–0,0452 (0,55)	–0,0050 (0,08)	–0,0866 (0,73)
Aragón	–0,1654 (3,98)	–0,3271 (4,73)	–0,0919 (1,61)	–0,1799 (2,38)	–0,2693 (2,58)	–0,0030 (0,02)
Asturias	–0,1328 (0,99)	–0,2656 (0,88)	0,1013 (1,14)	–0,2300 (2,35)	–0,0724 (0,75)	–0,1719 (0,89)
Baleares	–0,1998 (1,94)	0,2880 (1,91)	–0,0535 (0,45)	–0,0748 (0,90)	–0,1654 (1,38)	0,0248 (0,21)
Canarias	–0,1376 (1,47)	–0,0359 (0,19)	–0,0791 (1,06)	–0,1971 (2,16)	–0,0691 (1,01)	–0,4290 (2,81)
Cantabria	–0,2215 (3,54)	–0,2487 (2,22)	–0,0922 (0,91)	–0,1758 (1,69)	–0,2022 (1,33)	0,2293 (1,37)
Castilla-La Mancha	–0,1380 (1,68)	–0,1368 (0,92)	–0,0149 (0,18)	0,0369 (0,59)	–0,0467 (0,45)	–0,0588 (0,38)
Castilla y León	–0,2806 (4,21)	–0,4370 (4,23)	–0,2857 (2,67)	–0,2566 (2,21)	–0,1934 (2,20)	–0,5557 (1,47)
Cataluña	–0,0500 (1,19)	–0,0693 (0,90)	0,0414 (0,77)	–0,0411 (0,70)	–0,0555 (0,65)	–0,1352 (1,28)
Valencia	–0,1559 (3,29)	–0,2414 (3,29)	–0,0876 (1,48)	–0,0604 (0,97)	–0,1004 (1,29)	–0,0913 (0,74)
Extremadura	–0,2989 (3,18)	–0,1991 (1,61)	–0,2823 (2,23)	–0,5082 (4,03)	–0,4026 (2,43)	–0,6589 (4,33)
Galicia	–0,2001 (2,50)	–0,0772 (1,04)	–0,2906 (2,62)	–0,2405 (2,37)	–0,1453 (1,35)	–0,2768 (1,96)
Murcia	–0,2609 (1,34)	0,1354 (0,92)	–0,2602 (1,05)	0,0836 (0,59)	0,1681 (1,19)	–0,3469 (1,31)
Navarra	–0,0998 (1,46)	–0,0091 (0,12)	–0,0275 (0,23)	–0,2043 (2,36)	–0,1647 (1,78)	0,6773 (1,46)
País Vasco	0,0408 (0,78)	–0,0261 (0,32)	0,1052 (1,86)	–0,0748 (1,11)	–0,1088 (1,44)	–0,0404 (0,34)
Rioja	0,1110 (0,61)	0,2254 (1,33)	–0,2317 (0,94)	–0,0430 (0,27)	–0,0258 (0,16)	–0,1071 (0,27)
Industr. y Constr.	–	0,0442 (0,23)	0,5249 (1,89)	–	–0,1762 (1,29)	1,9636 (3,58)
Servicios	–	–0,0687 (0,35)	0,5356 (1,87)	–	0,0555 (0,50)	1,8273 (3,36)
Constante	5,5781 (13,30)	8,8273 (7,73)	5,1265 (6,27)	5,1597 (11,05)	5,1248 (7,74)	3,6617 (3,89)
λ_0	–0,0583 (1,32)	–0,0867 (0,68)	–0,0134 (0,28)	–0,0865 (1,06)	–0,0116 (0,10)	–0,0149 (0,12)
λ_1	–	–0,6186 (2,95)	–0,2835 (1,41)	–	0,1775 (0,71)	–0,3096 (1,13)
N.º observaciones	941	427	514	547	327	220
R^2 ajustado	0,4199	0,3367	0,3002	0,4718	0,2868	0,4765

Cuadro B3
Probits de éxito ocupacional en forma reducida
(ECVT-04)

	HOMBRES	MUJERES
	Coeficiente (t-Student)	**Coeficiente (t-Student)**
Edad	–0,0429 (0,72)	0,0145 (0,20)
Edad^2	0,0005 (0,81)	–0,0004 (0,44)
Casado	0,1735 (1,44)	0,1020 (0,84)
Cab. fam. Prof. o directivo	0,0194 (0,12)	0,4490 (2,74)
Cab. fam. estudios superiores	0,3290 (1,59)	–0,0659 (0,32)
Est, Primarios	0,2649 (0,79)	–0,3674 (1,16)
Est. Medios	0,9986 (2,95)	0,4622 (1,47)
Diplomado Univ.	1,7637 (4,97)	1,1984 (3,70)
Licenciado	2,5069 (6,95)	1,8062 (5,23)
Postgraduado	2,2494 (5,09)	1,4579 (2,95)
Antigüedad	0,0257 (1,78)	0,0564 (2,95)
Antigüedad^2	–0,0004 (1,00)	–0,0007 (1,17)
Aragón	–0,0121 (0,05)	–0,3062 (0,91)
Asturias	–0,1407 (0,51)	–0,3425 (1,11)
Baleares	–0,0382 (0,14)	–0,6680 (2,02)
Canarias	0,2210 (0,92)	0,0415 (0,16)
Cantabria	–0,1925 (0,37)	0,7983 (1,29)
Castilla y León	–0,1256 (0,53)	0,0240 (0,08)
Castilla-La Mancha	–0,1236 (0,50)	–0,1969 (0,57)
Cataluña	0,1663 (0,89)	0,3223 (1,41)
Valencia	–0,1843 (0,73)	–0,0395 (0,15)
Extremadura	–0,0170 (0,05)	–0,2452 (0,57)
Galicia	–0,0237 (0,09)	–0,2390 (0,71)
Madrid	0,4626 (2,30)	0,4002 (1,61)
Murcia	0,2519 (0,98)	0,3361 (1,05)
Navarra	–0,2685 (0,84)	–0,7106 (1,43)
País Vasco	–0,0815 (0,25)	–0,4928 (1,44)
Rioja	–0,5366 (1,25)	–0,0037 (0,01)
Industria	–0,1023 (0,36)	0,5534 (1,22)
Construcción	–0,2509 (0,84)	0,4458 (0,75)
Servicios	0,4423 (1,67)	0,8383 (1,98)
N.º empleados<10	0,0473 (0,41)	–0,2638 (2,05)
Constante	–1,5411 (1,13)	–2,1625 (1,38)
N	1201	743
Log L	–427,9485	–321,1129

Cuadro B4
Éxito ocupacional: ecuaciones salariales
(ECVT-04)

	HOMBRES		MUJERES	
	PROFESIONALES O DIRECTIVOS	OTRAS OCUPACIONES	PROFESIONALES O DIRECTIVOS	OTRAS OCUPACIONES
	Coefic. (t-Student)	Coefic. (t-Student)	Coefic. (t-Student)	Coefic. (t-Student)
Edad	–0,0140 (0,41)	0,0128 (0,90)	0,0645 (2,36)	0,0188 (1,11)
Edad^2	0,0003 (0,73)	–0,0001 (0,92)	–0,0007 (2,32)	–0,0002 (0,86)
Antigüedad	0,0076 (1,03)	0,0152 (3,79)	0,0026 (0,28)	0,0046 (0,73)
Antigüedad^2	–0,0002 (0,89)	–0,0003 (3,04)	0,0003 (1,10)	–0,0000 (0,02)
Est. Primarios	–0,0857 (0,68)	0,0863 (1,81)	0,0081 (0,05)	0,0932 (1,52)
Est. Medios	–0,0966 (0,48)	0,0375 (0,52)	0,1292 (0,90)	0,1011 (1,35)
Diplomado Univ.	0,0026 (0,01)	–0,0139 (0,07)	0,3547 (1,88)	0,0390 (0,26)
Licenciado	–0,0026 (0,01)	–0,4717 (1,94)	0,5627 (2,62)	–0,3041 (1,48)
Postgraduado	0,0593 (0,16)	0,0461 (0,21)	0,5403 (2,09)	0,2548 (1,02)
Aragón	–0,0562 (0,63)	0,0707 (1,13)	–0,0394 (0,25)	0,1700 (1,77)
Asturias	–0,1929 (1,88)	0,0731 (0,90)	0,0112 (0,12)	–0,0970 (1,09)
Baleares	–0,1278 (1,05)	0,1310 (2,30)	0,1510 (1,30)	0,2764 (3,15)
Canarias	–0,1028 (1,39)	–0,1056 (1,58)	–0,0179 (0,21)	–0,0413 (0,50)
Cantabria	–0,5126 (4,96)	–0,1237 (0,55)	–0,2367 (1,40)	–0,3632 (2,36)
Castilla y León	–0,1042 (1,15)	–0,0004 (0,01)	–0,0335 (0,36)	–0,0703 (0,66)
Castilla-La Mancha	–0,2355 (2,82)	–0,0157 (0,34)	0,1568 (1,18)	–0,0008 (0,01)
Cataluña	–0,0583 (0,84)	0,0060 (0,10)	–0,0881 (1,15)	–0,0400 (0,53)
Valencia	–0,1236 (1,40)	–0,0034 (0,07)	–0,1360 (1,82)	–0,0052 (0,06)
Extremadura	–0,1236 (1,68)	–0,0772 (1,13)	–0,1104 (0,68)	–0,0232 (0,25)
Galicia	0,0729 (0,49)	–0,0396 (0,62)	–0,1659 (2,07)	–0,1518 (1,36)
Madrid	–0,2440 (2,61)	–0,1705 (2,57)	–0,1867 (2,63)	–0,0659 (0,77)
Murcia	0,0708 (0,52)	0,0286 (0,40)	–0,1862 (2,36)	–0,0313 (0,34)
Navarra	–0,1843 (0,92)	0,1920 (1,95)	0,2376 (2,05)	0,1572 (1,46)
País Vasco	0,1265 (1,21)	0,0401 (0,47)	0,0659 (0,36)	0,1398 (1,44)
Rioja	0,0482 (0,50)	0,1057 (1,08)	–0,0311 (0,34)	0,1211 (0,70)
Industria	0,2632 (1,51)	0,2699 (4,90)	0,0455 (0,25)	0,0542 (0,64)
Construcción	0,3503 (1,67)	0,3380 (6,11)	–0,2880 (1,51)	0,1029 (0,69)
Servicios	0,2682 (1,50)	0,1703 (2,80)	0,0223 (0,13)	0,0303 (0,38)
N.º empleados<10	–0,0798 (1,48)	–0,0966 (3,21)	–0,1855 (2,77)	–0,0809 (2,25)
Constante	2,1837 (2,33)	1,0252 (3,21)	0,2639 (0,41)	0,7267 (1,89)
$\lambda\beta$	–0,1618 (0,76)	–0,5444 (2,82)	0,0596 (0,34)	–0,4895 (2,96)
N.º observaciones	307	894	259	484
Log L	–564,2461	–1506,1525	–400,9709	–690,5277

Apéndice C: Resultados adicionales de los modelos de empleo en la Administración Pública

Cuadro C1
Probits bivariantes en forma reducida de participación y empleo en la Administración Pública (ECBC-91)

	HOMBRES	MUJERES
	Coeficiente (t-Student)	**Coeficiente (t-Student).**
ADMINISTRACIÓN PÚBLICA		
Edad	–0,0085 (0,15)	0,0270 (0,40)
Edad^2	0,0003 (0,40)	–0,0001 (0,14)
Casado	0,0123 (0,08)	–0,0787 (0,44)
Padre AAPP	0,4004 (2,86)	0,1732 (1,03)
Madre AAPP	0,1205 (0,38)	0,6554 (1,81)
Est. Primarios	0,3144 (1,35)	–0,1044 (0,29)
Est. Medios	0,6388 (4,46)	0,9244 (3,58)
Diplomado Univ.	1,1961 (7,79)	1,5186 (4,25)
Licenciado	1,2338 (8,40)	1,0664 (2,88)
Postgraduado	1,9392 (7,63)	1,3275 (2,50)
Antigüedad	0,0325 (2,13)	–0,0026 (0,08)
Antigüedad^2	–0,0010 (2,25)	0,0002 (0,19)
Constante	–1,6467 (1,31)	–1,9688 (1,34)
PARTICIPACIÓN		
Edad	0,2323 (4,50)	0,0480 (1,12)
Edad^2	–0,0032 (5,76)	–0,0010 (2,11)
Casado	0,6585 (4,17)	–0,6563 (5,86)
N.º pers. con ingresos	–0,7801 (12,59)	–0,3899 (6,03)
N.º hijos<14	–0,0035 (0,04)	–0,0371 (0,56)
Est. Primarios	0,1527 (0,68)	0,0067 (0,04)
Est. Medios	0,3044 (2,31)	0,4026 (3,61)
Diplomado Univ.	0,4727 (2,79)	1,2513 (11,29)
Licenciado	0,7729 (4,82)	1,2728 (8,80)
Postgraduado	1,1926 (2,79)	1,1754 (2,98)
Antigüedad	0,0683 (5,01)	0,1458 (12,35)
Antigüedad^2	–0,0015 (4,44)	–0,0028 (7,38)
Constante	–3,4050 (2,94)	–0,7512 (0,79)
$\rho\beta$	0,0466 (0,25)	–0,0833 (0,23)
N	1292	1695
Log L	–902,4939	–948,7759

Cuadro C2
Sector de empleo: ecuaciones salariales
(ECBC-91)

	HOMBRES			MUJERES		
	TOTAL ASALARIADOS	ADMON. PÚBLICA	OTROS	TOTAL ASALARIADAS	ADMON. PÚBLICA	OTROS
	Coefic. (t-Stud).	Coefic. (t-Stud.)	Coefic. (t-Stud.)	Coefic. (t-Stud.)	Coefic. (t-Stud.)	Coefic. (t-Stud.)
Edad	0,0293 (1,58)	0,0338 (1,00)	0,0380 (1,75)	0,0378 (1,69)	0,0382 (1,73)	0,0458 (1,27)
Edad^2	–0,0003 (1,36)	–0,0002 (0,62)	–0,0005 (1,92)	–0,0004 (1,63)	–0,0003 (1,33)	–0,0006 (1,54)
Antigüedad	0,0116 (2,27)	0,0065 (0,76)	0,0037 (0,47)	0,0132 (1,53)	–0,0021 (0,23)	0,0305 (2,32)
Antigüedad^2	–0,0000 (0,18)	–0,0000 (0,15)	0,0003 (1,30)	–0,0002 (0,86)	0,0001 (0,49)	–0,0008 (2,32)
Est. Primarios	0,1506 (2,58)	0,1408 (1,05)	0,0642 (0,89)	0,2877 (2,45)	0,1488 (1,15)	0,2820 (2,11)
Est. Medios	0,3424 (8,56)	0,5217 (4,51)	0,1286 (1,56)	0,4406 (6,35)	0,5374 (2,98)	0,1824 (1,01)
Diplomado Univ.	0,5547 (11,53)	0,7661 (4,17)	0,0708 (0,45)	0,8217 (10,78)	0,9084 (4,24)	0,3747 (1,17)
Licenciado	0,8667 (16,94)	0,9653 (5,33)	0,4812 (2,78)	0,8614 (10,18)	0,9890 (5,34)	0,5050 (2,23)
Postgraduado	1,0789 (13,51)	1,2329 (4,71)	0,3847 (1,21)	1,1925 (9,15)	1,1840 (4,99)	0,9515 (3,17)
Constante	5,3649 (13,31)	4,8769 (6,17)	5,2456 (11,13)	5,0243 (10,73)	4,8568 (8,01)	4,8153 (6,49)
λ_0	–0,0711 (1,53)	–0,1185 (1,83)	–0,0500 (0,81)	–0,0721 (0,93)	–0,0662 (0,71)	–0,0370 (0,30)
λ_1	–	0,1773 (0,99)	–0,7093 (2,79)	–	0,1659 (0,97)	–0,4395 (1,20)
N.º observaciones	956	297	659	548	246	302
R^2	0,3919	0,3515	0,3662	0,4400	0,3955	0,3911

Cuadro C3
Probits de empleo en la administración pública en forma reducida
(ECVT-04)

	HOMBRES	MUJERES
	Coeficiente (t-Student)	Coeficiente (t-Student).
Edad	0,0595 (1,01)	0,0539 (0,86)
Edad^2	–0,0004 (0,64)	–0,0004 (0,62)
Antigüedad	0,0785 (5,35)	0,0800 (4,61)
Antigüedad^2	–0,0015 (3,68)	–0,0018 (3,21)
Casado	–0,1073 (0,95)	–0,0816 (0,74)
Cab. fam. AAPP	0,3865 (3,36)	0,1044 (0,76)
Est. Primarios	0,4307 (1,23)	–0,2292 (0,84)
Est. Medios	0,7927 (2,25)	0,4472 (1,63)
Diplomado Univ.	1,4171 (3,91)	0,7154 (2,52)
Licenciado	1,5916 (4,42)	0,8456 (2,91)
Postgraduado	1,6124 (3,73)	1,0209 (2,41)
Constante	–4,3110 (3,26)	–3,1238 (2,33)
N	1328	832
Log L	–454,7102	–367,7548

Cuadro C4
Sector de empleo: ecuaciones salariales
(ECVT-04)

	HOMBRES		MUJERES	
	ADMINISTRACIÓN PÚBLICA	RESTO DE ASALARIADOS	ADMINISTRACIÓN PÚBLICA	RESTO DE ASALARIADAS
	Coefic. (t-Student)	Coefic. (t-Student)	Coefic. (t-Student)	Coefic. (t-Student)
Edad	–0,0291 (0,90)	0,0053 (0,34)	–0,0008 (0,02)	0,0355 (2,02)
Edad^2	0,0004 (1,12)	–0,0000 (0,11)	0,0000 (0,05)	–0,0004 (2,20)
Antigüedad	0,0164 (1,38)	0,0187 (3,92)	0,0030 (0,09)	–0,0041 (0,42)
Antigüedad^2	–0,0002 (0,82)	–0,0004 (3,41)	0,0001 (0,09)	0,0004 (1,79)
Est. Primarios	–0,0954 (0,40)	0,1972 (3,53)	–0,0246 (0,14)	0,1087 (1,53)
Est. Medios	0,1363 (0,54)	0,2888 (4,55)	0,1307 (0,52)	0,1476 (1,69)
Diplom. Univ.	0,4700 (1,64)	0,5301 (5,72)	0,5150 (1,63)	0,2715 (2,24)
Licenciado	0,5783 (1,94)	0,5670 (5,44)	0,6848 (1,94)	0,4255 (3,07)
Postgraduado	0,7020 (2,18)	0,6431 (3,58)	0,5797 (1,34)	0,4073 (1,58)
Constante	1,9440 (2,02)	1,2253 (3,59)	1,7603 (1,11)	0,5237 (1,33)
$\lambda\beta$	0,1653 (1,04)	–0,1091 (0,68)	–0,0953 (0,19)	–0,5374 (1,73)
N.º Observ.	209	1119	174	658
Log L	–339,5261	–2022,2073	–273,3806	–1023,3163