

## ***Principales determinantes del acceso a la educación superior en España: ¿existen diferencias antes y después de la crisis?***

Carmen Pérez Esparrells (UAM-IEF) [carmen.perez@uam.es](mailto:carmen.perez@uam.es)

María Ramos (UNED) [mramos@bec.uned.es](mailto:mramos@bec.uned.es)

Marta Adiego (IEF) [marta.adiago@ief.minhap.es](mailto:marta.adiago@ief.minhap.es)

Leonel Cerno (IEF) [leonel.cerno@ief.minhap.es](mailto:leonel.cerno@ief.minhap.es)

### **Resumen**

Este trabajo realiza un análisis de la influencia de los factores socioeconómicos en el acceso a la educación superior en España y en particular de las diferencias existentes en estos efectos antes y durante la crisis económica. Se comprueba que pese a la actual situación en el mercado laboral, la demanda universitaria ha seguido creciendo en los últimos años.

En la comunicación, se estima un modelo de elección discreta de los determinantes más habituales en la literatura a la hora de realizar estudios superiores en los años 2006 y 2010, con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida. Se demuestra que los factores que ejercen un impacto positivo en la probabilidad de acceso a la educación universitaria son el ser mujer, tener padre o madre con estudios universitarios, disponer de mayor renta familiar, residir en una comunidad autónoma con mayor proporción de universitarios o con una mayor tasa de paro juvenil. Además, el análisis destaca las diferencias entre los dos periodos estudiados antes y después de la crisis, encontrando que las diferencias más significativas se muestran en la cuantía de los efectos del nivel de educación de los padres y en las diferencias entre los efectos del desempleo paterno y materno.

### **Abstract**

The causal link between the socioeconomic background of young people and the access to higher education (HE) in Spain is analyzed in this paper. In particular, it focuses on the comparison of these effects before and after the economic crisis. It is shown that, despite the current situation of the labour market, the demand for higher education has kept growing during the period.

Using data from the Statistics on Income and Living Conditions Spanish survey it is estimated a binomial logit for 2006 and 2010. Results show that the main factors having a significant positive impact on the probability of starting HE are higher family income, being a woman, having parents with HE and living in a region with a larger percentage of people with HE or with a higher rate of youth unemployment. Moreover, the analysis reveals a contrast

between the periods under study -before and after the beginning of the crisis. It is found that the most salient differences are in the impact of the level of education of the parents and the differences in the difference between the effect of the mother and father unemployment. Other factors are found to have a similar impact.

**Palabras clave:** Demanda de educación superior, Universidades, modelos de elección discreta.

**Keywords:** Demand for higher education, Universities, discrete choice models.

**Clasificación JEL:** I21, I28.

## 1. Introducción

Analizar la demanda de educación superior en los países europeos es clave para contrastar la igualdad de acceso a los estudios superiores y buscar las causas que la determinan. Además, en circunstancias de crisis económica como las actuales, todavía resulta más importante comprobar si los factores determinantes del acceso a la educación superior han variado. Dicho análisis centrado en el caso español permitirá orientar las políticas públicas educativas en los niveles superiores, teniendo en cuenta que el mantenimiento en el sistema educativo de la población de más de 18 años es uno de los pilares centrales de la *Estrategia Europa 2020*. Respecto al posible efecto de la crisis al comparar dos años diferidos en el tiempo en el último informe *Education at a Glance* (2012) de la OCDE dedicado al caso español se menciona que la crisis puede haber contribuido al aumento que desde 2008 se observa en las tasas de matriculación.

A pesar del proceso de modernización de las universidades españolas y la adaptación al Espacio Europeo de Educación Superior, el entorno socioeconómico del individuo sigue influyendo en la decisión de realizar estudios universitarios en nuestro país. Además, con la situación de crisis, parece que factores como el tamaño del municipio o el grado de urbanización, así como la renta familiar o la ocupación de los padres ya no tienen tanta importancia en el acceso a la educación superior, pero el efecto de la educación de los padres, y la situación de desempleo de los progenitores siguen teniendo mucho peso, de forma que no se puede afirmar que la igualdad total de oportunidades se haya conseguido en nuestro país.

Para estudiar ambas cuestiones (determinantes del acceso a la Universidad y efectos del ciclo), en esta comunicación se estima un modelo de elección discreta binaria con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) para dos años separados en el tiempo: 2006 y 2010. Los resultados obtenidos permitirán no sólo hacer un diagnóstico de la situación actual en España, sino también capturar los posibles efectos diferenciales de los determinantes del acceso a la educación superior en un contexto de bonanza económica y en otro de crisis. Para ello, se

considerarán tanto factores personales (sexo, nacionalidad y país de nacimiento), como familiares (capital humano, situación laboral y ocupación de los progenitores y tamaño del hogar). Además, se incorporarán en el modelo variables contextuales de la región como la tasa de desempleo (general y juvenil), nivel económico y el stock de capital humano, así como el tamaño del municipio.

## **2. Antecedentes**

En este apartado se hace un repaso al estado de la cuestión centrándonos en los estudios para España, cuyos resultados más importantes se resumen en el Anexo 1.

### **2.1. Variables personales**

En cuanto al género, si bien décadas atrás era frecuente observar que las familias priorizaban las inversiones educativas de los hijos varones en detrimento de las de las mujeres, en principio, y dado que el acceso de la mujer al mercado laboral se ha generalizado actualmente, no debería haber diferencias en la demanda de educación superior por cuestiones de género.

Sin embargo, todos los estudios que han analizado el caso español han encontrado marcadas diferencias porque la probabilidad de demandar educación superior es mayor entre las mujeres. Además, ser varón incrementa la probabilidad de seguir estudiando Educación Secundaria Obligatoria (ESO), Ciclo Formativo de Grado Medio (CFGM) o acceder al mercado de trabajo respecto a estudiar Bachillerato (Calero 2006).

Estas observaciones avalan lo que sucede actualmente en la mayoría de países de la OCDE, donde se observa que las tasas de entrada en la Universidad, que se han incrementado en los últimos años en la OCDE, han crecido más entre las mujeres. En lo que va de 2005 a 2010, el promedio de acceso a la Universidad ha subido nueve puntos porcentuales entre los hombres (del 48% al 55%), y 9 puntos entre las mujeres (del 60 al 69%). Además, no solo son más las que entran en la Universidad, sino también la proporción de mujeres que se gradúan, que es superior a la de los hombres en casi todos los países considerados por la OCDE, a excepción sólo de China, Japón, Corea o Turquía (OECD 2012). De hecho, en promedio, en la OCDE el 59% de todos los titulados universitarios son mujeres.

Estas diferencias han propiciado que diversos trabajos estimen modelos separados para hombres y mujeres, permitiendo así captar la diferente influencia que tienen los determinantes de la educación superior por razón de género (Modrego, 1987, Cea y Mora 1992, Ahn y Ugidos 1996, Albert 1997, Peraita y Sánchez 1998, Carrasco 1999, Marcenaro y Navarro 2001, Rahona 2006, Calero 2006). Cuando se procede de esta manera, analizando el efecto diferenciando por género, se ha comprobado que la decisión de las mujeres está más influida por circunstancias

externas o familiares, como el disfrute de beca, el lugar de residencia, los ingresos familiares o la condición socioeconómica (Modrego 1987, Cea y Mora 1992, Rahona 2006), mientras que la de los varones está básicamente influida por el nivel de rendimiento académico (Cea y Mora, 1992).

Para explicar estas diferencias observadas empíricamente, la teoría económica puede ofrecer distintas explicaciones interrelacionadas. Lo que se constata es que la inversión educativa genera mayores rendimientos en el mercado de trabajo para las mujeres que para los hombres (Arrazola y de Hevia, 2008), ya sea porque mejore su productividad (enfoque del capital humano), o porque les permite dar señales a los empleadores en un mercado de trabajo con información imperfecta (enfoque de la señalización). En este sentido, la educación mejora las perspectivas de empleo, especialmente en la educación superior, donde el llamado *gap* de género en términos de empleo se reduce (De la Rica, Dolado, y Llorens, 2008, OECD 2012). Es decir, que la diferencia en la tasa de empleo entre hombres y mujeres es menor cuanto mayor sea el nivel de formación.

En relación con el origen nacional, sólo en los estudios más recientes sobre los determinantes de la educación superior en España se han incluido variables sobre el origen nacional o la nacionalidad de los estudiantes. El efecto que se ha encontrado es negativo para los extranjeros (respecto a los nacionales), es decir, que los jóvenes extranjeros tienen una probabilidad menor de demandar educación superior (Gil et al. 2010). En parte, el desigual éxito educativo de los alumnos extranjeros puede deberse a un efecto composición, dado que la pirámide social de los extranjeros en España tiene una base más ancha. Es decir, que se concentran en mayor proporción en posición socioeconómicas más desfavorecidas, en las que la probabilidad de demandar educación superior es menor. Sin embargo, después incluso de controlar el efecto de las características personales, del hogar y del centro, los análisis multivariantes siguen encontrando un efecto neto negativo y estadísticamente significativo del status migratorio sobre el rendimiento escolar y sus trayectorias educativas (Cebolla y González 2008, OECD 2012).

## ***2.2. Variables familiares***

El nivel educativo de los padres es una variable que suele considerarse en la mayoría de los estudios en los que se dispone de esa información. Los trabajos que la incorporan observan que tiene un efecto positivo, generalmente lineal y estadísticamente significativo sobre la probabilidad de los jóvenes de demandar educación superior (Modrego 1987, Ahn y Ugidos 1996, Mora 1997, Albert 1997, González y Dávila 1998, Petrongolo y San Segundo 1999, Carrasco 1999, Albert 2000, Marcenaro y Navarro 2001, Petrongolo y San Segundo 2002,

Rahona 2006, Calero 2006, De Pablos y Gil 2007, Gil et al. 2010). Es decir, la probabilidad de demandar educación superior es mayor entre los hijos de padres con estudios universitarios, que entre aquellos jóvenes cuyos padres estudiaron niveles formativos medios, y la de éstos a su vez mayor que quienes tienen niveles formativos primarios o carecen por completo de estudios formales. Además, un mayor nivel educativo de los padres también influye positivamente en la probabilidad de demandar estudios de ciclo largo frente a estudios de ciclo corto (Jiménez y Salas-Velasco 2000, Salas y Martínez-Cobos 2006) y estudios de posgrado (De la Rica y San Martín 1999).

La relevancia de esta variable es tal, que basándose en una revisión de estudios empíricos realizados hasta los años ochenta, Mora (1988, 1989) concluye que las variables culturales –como el nivel educativo familiar o el nivel educativo medio de la localidad- son, junto con las intelectuales –capacidades intelectual y académica cuando están disponibles- los determinantes más relevantes para explicación de la demanda de educación superior. Las variables de status (ingresos familiares, ocupación de los padres), sin embargo, tendrían una capacidad explicativa menor.

Por otra parte, cuando se diferencia entre capital humano del padre y de la madre, y/o el impacto que pueden tener sobre los hijos según sean varones o mujeres se observan mayoritariamente dos efectos. En primer lugar, varios estudios observan que la influencia del nivel educativo de la madre es incluso mayor que la del padre (Albert 1997, Albert 2000, Petrongolo y San Segundo 2002, Calero 2006, De Pablos y Gil 2007)<sup>1</sup>. En segundo lugar, hay cierto apoyo a la idea de que los padres influyen mayoritariamente a los hijos varones y las madres a las hijas, aunque las diferencias no son siempre significativas (Ahn y Ugidos 1996, Carrasco 1999, Rahona 2006).

Desde la teoría económica es razonable pensar que la renta familiar tenga un efecto positivo sobre la demanda educativa, porque desplaza la curva de costes marginales haciendo que el esfuerzo económico de acceder a la Universidad sea menor en las familias de mayores ingresos. Además, es plausible pensar también que la tasa de descuento intertemporal en las familias con mayores ingresos sea menor, dado que sus miembros no tendrán tanta impaciencia por incorporarse al mercado de trabajo, sino que optarán más bien por inversiones en capital humano que les reporten rendimientos a largo plazo. No obstante, el efecto positivo de la renta sobre la demanda de educación superior no sólo puede explicarse desde esta consideración de la educación como inversión (teoría del capital humano), sino también como consumo en sí mismo. En este sentido, no hay que olvidar que también la educación puede ser demandada

---

<sup>1</sup> De los estudios analizados con datos españoles, sólo Carrasco (1999) encuentra lo contrario, es decir, que el nivel educativo del padre tiene mayor efecto que el de la madre.

como bien de consumo, que además de rentas futuras permita la consecución o la reproducción del status social.

La revisión de estudios empíricos hasta los ochenta pone de manifiesto que la renta familiar tenía un efecto muy positivo sobre la demanda de educación superior, aunque menor que el efecto del nivel educativo familiar (Mora 1988, 1989). Este impacto positivo se mantuvo en la mayoría de los estudios que utilizaban datos de los años ochenta (Rodríguez 1992, Mora 1997, Petrongolo y San Segundo 1999). Sin embargo, en los siguientes análisis se iba observando una pérdida de capacidad explicativa de la variable relativa a la renta familiar, aunque el efecto siguiera siendo positivo sobre la demanda de educación superior (Peraita y Sánchez 1998, Petrongolo y San Segundo 1999) y sobre la probabilidad de optar por una carrera de ciclo largo (Jiménez y Salas-Velasco 2000). De hecho, se llega incluso a obtener un coeficiente negativo para los hombres en 1991 (Petrongolo y San Segundo 1999). En trabajos más recientes se refuerza esta pérdida de capacidad explicativa de la renta familiar, que en la mayoría de los casos deja de ser significativa una vez se controla el efecto de la situación laboral y el capital humano de la familia (Calero 2006, De Pablos y Gil 2007, Gil et al. 2010).

Diferenciando entre hombres y mujeres, se ha constatado -aunque sólo para los años ochenta-, que la influencia de la renta familiar es mayor para los hombres que para las mujeres (Peraita y Sánchez 1998, Marcenaro y Navarro 2001).

En relación con la situación de los padres en el mercado de trabajo, la mayoría de los estudios han considerado la ocupación del padre y/o de la madre, así como la situación laboral de ambos o alguno de los progenitores para determinar el efecto sobre la demanda de educación superior. En general se observa, como cabría esperar, un efecto positivo y generalmente significativo del nivel ocupacional. Es decir, que la probabilidad de demandar estudios universitarios es mayor entre los hijos de profesionales o directivos respecto a los hijos de trabajadores no cualificados. En cuanto a la situación laboral, parece que el hecho de que el padre trabaje (frente al paro o la inactividad) también tiene un efecto positivo en la demanda de educación superior. Estas regularidades se pueden explicar suponiendo que las familias con mejor situación en el mercado de trabajo tendrán no sólo menores restricciones presupuestarias para hacer frente al coste directo y al coste de oportunidad de los estudios universitarios, pero también es de suponer que dispongan de mejor información y un mayor valor de la educación como elemento de reproducción social y medio para mantener la posición social.

En primer lugar, respecto a la **ocupación**, aunque no todos los estudios hayan utilizado la misma clasificación, sí se pueden identificar algunas pautas comunes. Así, por ejemplo, se ha constatado que los hijos de padres con trabajos profesionales tienen mayores probabilidades de asistir a la universidad (González y Dávila 1998), así como los hijos de directivos (Albert 2000,

Rahona 2006) o técnicos (Rahona 2006). Por el contrario, los hijos de padres con trabajos no cualificados tienen menor probabilidad de demandar educación superior (Albert 2000, Rahona 2006), pero el tener un padre empresario no parecía ejercer una influencia significativa en la probabilidad de estudiar en la Universidad (Cea y Mora 1992). También desde los niveles anteriores a la Universidad se ha comprobado que los hijos de profesionales son los que tienen mayor probabilidad de estudiar Bachillerato, mientras que los hijos de trabajadores manuales (cualificados y no cualificados) tienen menores probabilidades de estudiar Bachillerato y mayores probabilidades de orientarse al mercado de trabajo, Ciclos Formativos de Grado Medio (CFGM) o repetir en la secundaria (Calero 2006).

En segundo lugar, en términos de **situación laboral** se ha observado que en las familias donde el padre está ocupado (frente a estar desempleado o en la inactividad) la probabilidad de acceder a la educación superior es mayor (Modrego 1987, Rodríguez 1992, Ahn y Ugidos 1996, Carrasco 1999, Petrongolo y San Segundo 2002, Rahona 2006, De Pablos y Gil 2007). Respecto a la situación laboral de la madre, sin embargo, el efecto parece ser incluso el contrario, aunque las evidencias no son del todo concluyentes. Carrasco (1999) constata un efecto negativo en que la madre estuviese en la actividad (frente a la inactividad) cuando el hijo tenía 16 años, aunque Petrongolo y San Segundo (2002) no obtienen un efecto significativo de la situación laboral materna. Por su parte, Rahona (2006) concluye que la probabilidad de realizar estudios universitarios es menor entre los hijos de madres administrativas o desempleadas respecto a aquellos con madres en la inactividad.

De los modelos en los que se analiza el efecto diferenciado por género resulta difícil extraer resultados concluyentes o generalizables. Así, mientras que en algunos casos se observa que el efecto de la situación laboral paterna tiene más influencia en las mujeres (Carrasco 1999, Calero 2006), en otros el efecto es mayor en los hombres (Albert 1997). Además, en el estudio de Calero (2006) se observa que en los hombres sólo es significativo el efecto de los “trabajadores manuales no cualificados”, mientras que en el caso de las mujeres son significativas todas las ocupaciones a excepción de “propietarios agrarios”, y en el de Modrego (1987) el desempleo paterno no es significativo en las mujeres.

En todo caso, es necesario subrayar que en la mayoría de las encuestas la situación ocupacional se refiere al momento presente, que no necesariamente coincide con el momento en que se tomaron las decisiones educativas. Por tanto, dado que el desempleo -y también, aunque en menor medida, la profesión- pueden ser situaciones transitorias, no está claro que se pueda concluir con rotundidad el efecto sobre las decisiones de demanda educativa, que generalmente se toman con un horizonte temporal más amplio.

En tercer lugar, otras variables relacionadas con la ocupación que también se han analizado en algunos estudios son el sector de actividad o la clase social. Por ejemplo, en el trabajo de Ahn y Ugidos (1996) se considera el **sector de actividad** del padre (pero no se incluye la ocupación para evitar problemas de multicolinealidad) y se observa que la probabilidad de acceder a la Universidad es mayor cuando el padre trabaja en el sector público (respecto a trabajar en el privado), la misma conclusión a la que llega Carrasco (1999). Respecto a la **clase social**, determinada por el propio encuestado en algunas fuentes (como por ejemplo la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo), lo que se observa es que la probabilidad de acceder a estudios universitarios es mayor al aumentar la escala social (Rodríguez 1992, Peraita y Sánchez 1998). Al diferenciar por género, se comprueba que pertenecer a clase media o media-baja incentiva a las mujeres más que a los hombres a conseguir niveles de estudio superiores (Peraita y Sánchez 1998).

En cuanto al tamaño y la composición familiar, hasta los años ochenta parece que el número de hermanos no tenía un efecto importante sobre la demanda de educación, aunque a partir de cierto tamaño familiar sí se constataba un efecto ligeramente negativo (Mora 1988, 1989). Otros estudios posteriores constatan el efecto claramente negativo del número de hermanos sobre la demanda de educación superior (Peraita y Sánchez 1998, Carrasco 1999, Petrongolo y San Segundo 2002, Calero 2006). Estas evidencias refuerzan los hallazgos de Hanushek (1992) o de Booth y Kee (2009), que subrayan el efecto negativo que tiene el tamaño familiar -y por tanto el orden de los hijos- sobre el logro educativo y los resultados académicos.

En todo caso, conviene diferenciar entre el número de miembros mayores y menores de 16 años, porque si bien los primeros teóricamente pueden contribuir a aumentar la renta familiar (y, por tanto, se espera que tengan un efecto positivo), los menores de 16 años, por el contrario, elevan el gasto familiar, y en consecuencia se espera que tengan un efecto negativo sobre la demanda de educación superior. En este sentido, Marcenaro y Navarro (2001) comprueban el efecto positivo del número de miembros mayores de 16 años, y otros estudios el efecto negativo de los hermanos menores (Peraita y Sanchez 1998, Rahona 2006, Gil et al 2010).

### ***2.3. Variables contextuales***

Algunos estudios sobre la demanda de educación superior han incorporado información sobre la provincia o Comunidad Autónoma de residencia para detectar posibles efectos regionales. En este sentido, Carrasco (1999) detectó un efecto positivo sobre la demanda el pertenecer a una región situada en la mitad norte de España, y Calero (2006) apuntó que los jóvenes de Comunidades Autónomas del arco mediterráneo, como Baleares, Cataluña, Comunidad Valenciana o Murcia, tenían una probabilidad relativa muy elevada de abandonar los estudios e



incorporarse al mercado de trabajo de manera temprana. Sin embargo, si bien es cierto que hay diferentes tasas de acceso a la Universidad a nivel autonómico, cuando se analizan entre sí las comunidades autónomas no se observan pautas claras o diferencias estadísticamente significativas (González y Dávila 1998, Rahona 2006, De Pablos y Gil 2007).

Cuando se incorpora a los modelos, el tamaño de la localidad de residencia o el grado de urbanización tienen generalmente un efecto positivo –aunque no siempre significativo– sobre la demanda de educación superior. Cabe esperar, por tanto, que la cercanía a Universidades, que normalmente se sitúan en municipios de mayor tamaño aliente, *ceteris paribus*, la demanda de educación universitaria. En efecto, la mayoría de los estudios, especialmente los que se realizaron con datos más antiguos, encontraron un impacto positivo del tamaño de la localidad de residencia (Rodríguez 1992, Peraita y Sánchez 1998, Carrasco 1999) o del hecho de vivir en una capital de provincia (Mora 1997, González y Dávila 1998)<sup>2</sup>. Además, con datos de los años ochenta, se observaba que la residencia en áreas rurales afectaba negativamente en mayor medida a las mujeres que a los hombres, lo que estaría reflejando una visión tradicional de la separación de tareas por sexo (Peraita y Sánchez 1998). En cuanto a la distancia a centros universitarios también se constató, cuando se disponía de esta información, que una mayor distancia tenía un efecto negativo sobre la demanda universitaria (Modrego 1987, Mora 1988, 1989, Cea y Mora 1992), y que este efecto era mayor en el caso de las mujeres.

Sin embargo, estudios más recientes han demostrado que el tamaño de la localidad o la densidad de población tienen un efecto no significativo estadísticamente (Petrongolo y San Segundo 1999, Petrongolo y San Segundo 2002, De Pablos y Gil 2007, Gil et al. 2010), que probablemente sea consecuencia de la generalización de becas y ayudas al estudio, así como del aumento de Universidades y campus en diferentes localidades.

En función del stock de capital humano a nivel agregado, ya en los estudios realizados en los años ochenta se observaba que el nivel educativo de la unidad territorial, medido a través del número de habitantes con estudios universitarios, tenía un efecto muy positivo sobre la demanda de educación de las siguientes generaciones (Mora 1988, 1989). En estudios posteriores se confirmó este efecto positivo, ya se midiera como promedio de años de estudio en la localidad de residencia (Mora 1997) o como porcentaje de población con título universitario (Petrongolo y San Segundo 1999, Petrongolo y San Segundo 2002). Por el contrario, la tasa de analfabetismo de la provincia tiene un efecto negativo sobre la demanda de educación

---

<sup>2</sup> El trabajo de Cea y Mora (1992) representa una excepción en este sentido, porque los autores constatan, frente a todo pronóstico, que el tamaño del municipio de residencia familiar ejerce una fuerte influencia *negativa* sobre la probabilidad de ir a la Universidad. Es decir, que los alumnos de municipios más pequeños tenían mayores probabilidades de asistir a la universidad. No obstante, los resultados se hacen comprensibles si se tiene en cuenta que se trata de una encuesta realizada a alumnos que estaban cursando COU, y por tanto, se comprende que si un joven de una pequeña población ha llegado a este nivel es muy verosímil que decida proseguir sus estudios.

universitaria (Petrongolo y San Segundo 1999). Todo ello da idea, por un lado de una posible persistencia de las desigualdades educativas entre generaciones, pero también puede estar reflejando las diferentes estructuras ocupacionales entre regiones, y la diferente demanda de capital humano a nivel regional.

En algunos estudios se ha considerado el efecto que tiene el nivel económico de la provincia de residencia sobre la demanda de educación superior, aunque los resultados no siempre son significativos. De hecho, Petrongolo y San Segundo (1999) comprobaron que la renta *per capita* de la provincia tenía más importancia en 1970 que en 1991, lo cual estaría reflejando una mejora en la igualdad de oportunidades. De hecho, el nivel económico agregado resulta no significativo independientemente de que se mida como ingreso disponible *per capita* (Petrongolo y San Segundo 2002) o PIB per capita de la localidad de residencia (Mora 1997).

En relación con las condiciones del mercado de trabajo de la localidad, el nivel de desempleo del entorno geográfico puede tener impacto en las decisiones de demanda de educación superior. Así, cabría suponer que una mayor tasa de **desempleo general** tenga un efecto *negativo* sobre la demanda de educación superior desde dos puntos de vista. Por un lado, porque una mala situación económica pueda hacer menos rentables las inversiones educativas y, por otro, porque las situaciones de desempleo en las familias, especialmente si es paro de larga duración, pueden aumentar la restricción presupuestaria y dificultar el gasto educativo (Petrongolo y San Segundo 1999, Petrongolo y San Segundo 2002). Sin embargo, es también razonable pensar que el efecto del desempleo general pudiera tener un impacto *positivo* -y por tanto incentivador de la demanda de educación superior- porque las dificultades para encontrar empleo disminuirían los costes de oportunidad de seguir estudiando. (De la Rica y San Martín 1999). La tasa de **desempleo juvenil**, sin embargo, tendría claramente un efecto incentivador de la demanda de educación superior porque reduciría el coste de oportunidad y propiciaría los esfuerzos por mejorar las cualificaciones y situarse así en mejor posición en el mercado de trabajo. Por tanto, en principio se esperaría que tuviera un efecto *positivo*.

En los estudios que analizan el caso español se han considerado las tasas de desempleo a nivel provincial, que parece un nivel de análisis razonable dados los bajos niveles de movilidad laboral observados. Hasta los años ochenta se observó que el desempleo (bien se midiera como tasa de desempleo general o diferenciada para jóvenes y adultos) tenía un efecto ligeramente positivo sobre la demanda de educación (Mora 1988, 1989). Posteriormente se ha corroborado el efecto negativo del desempleo general y el efecto positivo del desempleo juvenil (Petrongolo y San Segundo 1999, Petrongolo y San Segundo 2002, De Pablos y Gil 2007), aunque los resultados no siempre son significativos (Marcenaro y Navarro 2001) e incluso se observan también efectos positivos del desempleo general (De la Rica y San Martín 1999). Desagregando por género, Ahn y Ugidos (1996) observan que el desempleo general tiene un efecto positivo en

los varones (hace aumentar su demanda de educación superior) y negativo para las mujeres. Por su parte, Petrongolo y San Segundo (2002) concluyen que las condiciones del mercado de trabajo tendrían un impacto más limitado en las decisiones de las mujeres porque, si bien para los hombres el desempleo total en la provincia y el desempleo juvenil tiene un efecto positivo (y significativo), para las mujeres todos los coeficientes de las variables de desempleo son negativas, aunque sólo el del desempleo general es estadísticamente significativo.

Por otra parte, podría pensarse que el efecto de una mayor **tasa de desempleo de universitarios** sobre la demanda de educación superior sería *negativo*, es decir, que desincentivaría las inversiones educativas porque las haría menos rentables y más inciertas. Sin embargo, cuando se ha analizado esta variable los resultados empíricos contradicen lo predicho por la teoría, porque se encuentra sistemáticamente un efecto positivo del desempleo de universitarios (Modrego 1987, Albert 1997, Albert 2000). Sin embargo, la tasa de desempleo de jóvenes no universitarios sí tiene el signo *positivo* esperado, porque reduciría el coste de oportunidad de ser activo en el mercado de trabajo (Albert 1997, González y Dávila 1998). Estos resultados hacen pensar en el desajuste entre la oferta de cualificaciones y la demanda de trabajo en el mercado de trabajo español (Rahona y Pérez Esparrells, 2013), así como en las propias estrategias de los individuos, que podrían estar considerando la educación superior como un elemento de señalización y de protección en un mercado de trabajo con altas tasas de desempleo e incertidumbre.

### 3. Datos

Los datos que se han utilizado para la estimación proceden de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) correspondiente a los años 2006 y 2010. Se trata de un panel rotatorio elaborado por el INE y armonizado a nivel europeo, que contiene amplia información sobre individuos y los hogares en los que residen. El tamaño total de la muestra es de 28.144 y 30.953 casos, respectivamente.

Al delimitar la población objeto de estudio se ha optado por los jóvenes con edades comprendidas entre los 18 y 26 años para los que se tiene información de al menos uno de los progenitores. El total de esta muestra es de 3.264 y 3.317 casos. Se ha elegido ese tramo de edad porque es en el que se concentran la mayoría de estudiantes universitarios en España (75% en el curso 2005/06, y 72% en el curso 2009/2010, según la *Estadística de Enseñanza Universitaria* proporcionada por el INE). Además, gran parte de quienes están cursando estudios universitarios en la muestra de la ECV pertenecen a ese intervalo de edad (68% en 2006 y 67% en 2010). Por su parte, la razón para elegir a los individuos que residen en hogares con una composición familiar es que interesa disponer de la información sobre los padres. Sólo así se

puede analizar la influencia de características del hogar, como la condición económica y el capital educativo de la familia. En esas edades, se comprueba que la mayoría conviven en familia (87% en 2006y 88% en 2010).

La variable dependiente es una dicotómica que clasifica a los individuos según si han accedido a la Universidad o no. Por tanto, se considera demandantes de educación universitaria a todos aquellos individuos que o bien han completado el nivel universitario o están cursándolo en ese momento.

El vector de variables independientes incluye tanto características personales como información sobre el hogar y características económicas de la región de residencia.

#### ***Variables personales***

- **Sexo.** Variable dicotómica.
- **Origen nacional.** Variable nominal que incorpora información sobre el lugar de nacimiento y la nacionalidad de los individuos, clasificándolos en tres grupos: nacidos en España y con nacionalidad española, españoles nacidos en el extranjero y extranjeros nacidos en el extranjero.
- **Renta personal.** Variable continua con información sobre la renta propia bruta de los individuos, en la que se incluyen todos los ingresos salariales y prestaciones percibidas. Al tratarse de jóvenes residiendo en hogares familiares no se han incluido rentas de propiedad o de capital.

#### ***Variables familiares***

- **Capital humano del padre y de la madre.** Variables dicotómicas que reflejan si los progenitores tienen o no estudios universitarios.
- **Situación laboral de los padres.** Variables nominales sobre la situación de cada uno de los progenitores en el mercado de trabajo: ocupación, desempleo, jubilación (o prejubilación) o bien otro tipo de inactividad.
- **Ocupación de los padres.** A partir de la *International Standard Classification of Occupations* (ISCO-88) desagregada a dos cifras se ha elaborado una clasificación propia a seis grupos de ocupaciones: directivos y profesionales, técnicos y administrativos, trabajadores de la agricultura, trabajadores de servicios, comercio y hostelería, trabajadores de la industria y trabajadores no cualificados.
- **Renta disponible familiar per capita.** Variable continua que recoge la parte de la renta familiar atribuible a un individuo del hogar, corregida por una escala de equivalencia para tener en cuenta la existencia de economías de escala. En concreto se

ha optado por la escala OCDE modificada, que asigna un peso igual a 1 al primer adulto, 0,5 al segundo adulto y siguientes, y 0,3 a los menores de 14 años. Es decir:

$$n. c. = 1 + (a - 1) \cdot 0,5 + b \cdot 0,3$$

donde a es el número de adultos y b es el número de menores de 14 años.

- **Tamaño del hogar.** Variable continua que informa sobre el número de miembros del hogar en el que reside el individuo.
- **Número de miembros menores de 16 años en el hogar.** Variable continua.

#### *Variables contextuales*

- **Grado de urbanización.** Variable ordinal que informa en tres categorías sobre la densidad de población del hábitat: zona muy poblada, zona media y zona poco poblada.
- **PIB per capita regional.** Variable continua que refleja el PIB *per capita* de la comunidad autónoma de residencia, según la Contabilidad Regional de España.
- **Stock de capital humano regional.** Tasa de universitarios en la comunidad autónoma de residencia, procedente de la Encuesta de Población Activa (EPA).
- **Tasa de paro regional.** Tasa de paro de la comunidad autónoma de residencia en EPA.
- **Tasa de paro juvenil en la región.** Tasa de paro de jóvenes menores de 25 en la comunidad autónoma de residencia en EPA.

Entre 2006 y 2010 se observa, a partir de las tablas del Anexo 2 y del Anexo 3, una considerable estabilidad en la composición de las muestras en cuanto al género, las ocupaciones de los progenitores, el tamaño del hogar y el grado de urbanización. En términos de capital humano se constata, sin embargo, un ligero aumento en la proporción de padres y madres con estudios superiores, en el stock de capital humano de la región y también en la demanda de estudios universitarios por parte de los jóvenes (a excepción de Andalucía, Canarias, Comunidad Valenciana, Galicia y Comunidad de Madrid, donde la proporción de jóvenes universitarios se redujo entre 2006 y 2010). Por su parte, la proporción de extranjeros en 2010 es siete puntos porcentuales mayor, lo que denota el impacto de la crisis económica en la muestra. En efecto, las tasas de paro y de paro juvenil regionales se incrementan en 2010, y aumenta la proporción de padres en el desempleo, al tiempo que se reduce el número de ocupados. Mención aparte merece la situación laboral de las madres, porque si bien es cierto que también crecen los niveles de desempleo -como sucedía con los padres-, en el caso de ellas es considerable el aumento de la ocupación consecuencia del trasvase desde la inactividad.

#### 4. Metodología

El modelo que utiliza para realizar las estimaciones es el llamado modelo logístico. No sólo se trata de una metodología sencilla e intuitiva, sino que además es muy utilizado en la literatura. La idea original de este tipo de modelos, dentro del conjunto de los llamados “modelos de elección discreta”, todos ellos no lineales y estimados por máxima verosimilitud, fue la de superar los inconvenientes que padece el Modelo de Probabilidad Lineal (probabilidades predichas por fuera del intervalo [0 1], efectos parciales constantes y heteroscedasticidad crónica). El planteamiento general es el siguiente:

$$P(y = 1|x) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k)$$

Donde  $G(\cdot)$  es una función que sólo toma valores entre cero y uno, para todo número real  $z$ . El modelo logístico surge de la idea de que la función  $G(\cdot)$  tome la forma de una función logística, que tomará valores dentro de ese intervalo y que corresponde a una función de distribución acumulada de una variable aleatoria logística tipificada:

$$G(z) = \frac{e^{(z)}}{1 + e^{(z)}} = \Lambda(z)$$

Este tipo de modelos se derivan de un modelo subyacente de variable latente, y siempre supondremos que la perturbación aleatoria es independiente de los regresores utilizados y en este caso sigue una distribución logística tipificada.

Como se adelantó en el epígrafe 3, se dispone de información sobre jóvenes de entre 18 y 26 años que viven con al menos uno de los padres. Aunque en la mayoría de los casos (85% en 2006 y 80% en 2010) ambos progenitores viven en el hogar, hay un número no despreciable de jóvenes para los que no se dispone de información del padre (13% en 2006 y 17% en 2010) o de la madre (2% en 2006 y 4% en 2010). Es por ello que se ha optado por estimar modelos diferenciados en cada año: uno con aquellos individuos de los que se tiene información del padre, y otro para los jóvenes de los que se dispone información de la madre. Esta diferenciación en los modelos se hace también en otros trabajos para el caso español (de Pablos y Gil 2007, Gil et al. 2010). De hecho, las correlaciones entre las variables de los padres y las madres (cuando ambos están presentes en el hogar) son considerablemente altas, especialmente en el nivel educativo y la ocupación.

**Tabla 1. Correlaciones entre las variables de los progenitores**

	2006	2010
Nivel educativo	0,4548 (N=2.736)	0,4592 (N=2.645)
Ocupación	0,4768 (N=2.027)	0,5255 (N=2.207)
Situación laboral	0,1339 (N=2.760)	0,1598 (N=2.645)

## 5. Resultados

Un primer análisis comparativo entre 2006 y 2010 (Véase Anexo 4) muestra, a nivel meramente descriptivo, que la demanda de estudios universitarios creció entre los extranjeros nacionalizados, los residentes en zonas de menor densidad de población y los jóvenes con madres directivas o profesionales, así como entre aquellos con padres técnicos o administrativos. Sin embargo, tal demanda se redujo entre los hijos de mujeres ocupadas en trabajos no cualificados. Este hecho da una primera idea del posible efecto negativo de la crisis económica en el acceso a estudios superiores por parte de los jóvenes. En la misma línea, también se incrementa la proporción de demandantes entre los hijos de padres y madres que trabajan (ocupados) al tiempo que se reduce ligeramente la demanda de educación superior por parte de hijos de personas desempleadas. Por Comunidades Autónomas (Anexo 3), el acceso a los estudios universitarios era mayor en 2010 que en 2006 en la mayoría de los territorios, con la excepción de 6 de las 17 Comunidades<sup>3</sup>, donde el acceso al nivel universitario se redujo.

En lo que se refiere al modelo econométrico, cuyos coeficientes se muestran en la Tabla 2, se confirman la mayoría de los efectos observados en la literatura. Las variables con un impacto positivo sobre la demanda de educación universitaria son el ser mujer, tener padre o madre con estudios universitarios, una mayor renta familiar, una mayor proporción de universitarios en la comunidad de residencia y mayor tasa de paro juvenil. Estos impactos positivos e individualmente significativos son totalmente coherentes a la influencia que ejercen dichos factores en la demanda de estudios universitarios. Así, citando ejemplos, tanto el tener padres universitarios como el vivir en una Comunidad Autónoma en donde sea difícil acceder al mercado de trabajo de los jóvenes, es más probable que la persona con estudios secundarios terminados decida continuar con un nivel adicional. Por otro lado, los impactos negativos sobre la probabilidad de demandar estudios universitarios serán ser extranjero, ser hijo de desempleados o inactivos, tener una mayor renta personal, vivir en un hogar con un mayor número de miembros menores o en una zona con menor densidad de población, y pertenecer a una Comunidad con menor PIB per capita o mayor tasa de paro. Esto sigue en la misma línea de lo comentado más arriba, en cuanto a la coherencia de dichos impactos negativos, ya que, por ejemplo, será más improbable decidir continuar estudios superiores si ya se dispone de renta personal, se tiene a la cabeza de familia en el paro o en el hogar hay menores a los que hay que mantener.

---

<sup>3</sup>Andalucía, Baleares, Canarias, Castilla y León, Comunidad Valenciana y Comunidad de Madrid.

**Tabla 2. Coeficientes de las estimaciones sobre la probabilidad de acceder a estudios universitarios en 2006 y 2010 (Regresión logística binomial con modelos separados para las características de padres y madres).**

	2006		2010	
	Padres	Madres	Padres	Madres
<b>Sexo</b>				
Mujer	0,5950***	0,6042***	0,5973***	0,6233***
<b>Origen nacional</b>				
Extranjeros nacionalizados	-1,2891*	-1,0351*	-0,1084	-0,3211
Extranjeros	-1,6675***	-1,8655***	-1,9107***	-1,8676***
<b>Capital humano del padre</b>				
Padre con estudios universitarios	0,7235***		0,5267***	
<b>Situación laboral del padre</b>				
Desempleado	-0,3313**		-0,4106**	
Jubilado o prejubilado	0,1831		0,0941	
Otro tipo de inactividad	-0,4325		-0,2097	
<b>Ocupación del padre</b>				
Técnicos y administrativos	-0,4272*		-0,5081*	
Agricultura	-1,1972***		-1,8095***	
Servicios, comercio y hostelería	-0,6667**		-0,8078***	
Industria	-1,0368***		-1,3307***	
Trabajadores no cualificados	-1,4324***		-1,5818***	
<b>Capital humano de la madre</b>				
Madre con estudios universitarios		0,6801***		0,5291***
<b>Situación laboral de la madre</b>				
Desempleada		-0,3622		-0,1604
Jubilada o prejubilada		0,1935		-0,0707
Otro tipo de inactividad		-0,0575		-0,1356
<b>Ocupación de la madre</b>				
Técnicos y administrativas		0,2541*		-0,4153*
Agricultura		-0,7755*		-1,3349***
Servicios, comercio y hostelería		-0,0584		-0,8275***
Industria		-0,0339		-0,8120***
Trabajadoras no cualificadas		-0,4343		-1,4824***
<b>Renta personal</b>	-0,0553***	-0,0634***	-0,0403***	-0,0333***
<b>Renta disponible familiar pc</b>	0,1056	0,3882***	0,0766	0,0774
<b>Tamaño del hogar</b>	-0,0308	0,0619	-0,0179	0,0042
<b>Número de miembros menores de 16 años</b>	-0,4863***	-0,5152***	-0,4639***	-0,5381***
<b>Grado de urbanización</b>				
Zona media	-0,4373***	-0,4422***	0,0516	0,0686
Zona poco poblada	-0,1186	-0,1199	0,0792	-0,0185
<b>PIB pc de la CA</b>	-9,50·10 <sup>-6</sup>	-8,90·10 <sup>-6</sup>	-3,96·10 <sup>-6</sup>	-1,11·10 <sup>-5</sup>
<b>Stock de capital humano en la CA</b>	0,0288	0,0359	0,0196	0,0109
<b>Tasa de paro de la CA</b>	-0,0819	-0,0493	-0,0782**	-0,04786
<b>Tasa de paro &lt; 25 años en la CA</b>	0,0256	0,0171	0,0196	0,0042
<b>Constante</b>	-0,2318	-4,1694***	0,8867	0,5906
<b>Número de observaciones</b>	2771	2404	2650	2733
<b>Pseudo R<sup>2</sup></b>	0,1513	0,1331	0,1625	0,1549
<b>AIC</b>	3246,34	2873,51	3095,06	3197,04
<b>BIC</b>	3382,66	3006,56	3230,36	3333,04

\* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001

Las categorías de referencia son, en el modelo con información de los padres: hombre, español nacido en España, hijo de padre no universitario, hijo de padre ocupado, hijo de padre directivo o profesional y de zona muy poblada. En el modelo con información de las madres: hombre, español nacido en España, hijo de madre no universitaria, hijo de madre ocupada, hijo de madre directiva o profesional y de zona muy poblada.



Complementariamente a este análisis, a través de las razones de probabilidades (ratios de ventaja, o en inglés ‘*odds ratio*’) de la Tabla 3, que expresan cuánto varía la razón de probabilidad de ocurrencia y no ocurrencia del suceso –acceder a la Universidad- en función del cambio en las variables independientes, se corrobora también el impacto de cada una de estas variables<sup>4</sup>.

El análisis comparado de las variables entre ambos años sugiere que entre 2006 y 2010 sólo se han producido cambios en los signos de los coeficientes en la variable “grado de urbanización”. Observamos que en 2006 vivir en una zona con una densidad media o poco poblada tenía un efecto negativo sobre la demanda de educación universitaria (respecto a vivir en una zona muy poblada). En concreto, en 2006 la probabilidad de acceder a la Universidad era un 40% menor entre los jóvenes residentes en una zona medianamente poblada respecto a los jóvenes de zonas muy pobladas. Esto tiene sentido si analizamos dicho efecto antes del desencadenamiento de la actual crisis económica, en donde las universidades se encuentran más cerca de radios más poblados y en donde no era necesario desplazarse a ciudades grandes en búsqueda de mejores perspectivas. Dicho efecto desaparece en 2010, en donde la inmersión en la crisis económica ha cambiado completamente las perspectivas.

En el Anexo 5, que muestra el cambio en las razones para un incremento de la variable independiente de una desviación típica, se puede comparar el peso relativo de las variables independientes. Así se comprueba que las variables con un efecto mayor son el género, el nivel educativo de los padres, su situación laboral, la renta disponible familiar, la tasa de paro juvenil y el stock de capital humano de la Comunidad.

Como ya se ha adelantado, el acceso de las mujeres a la educación superior es mayor que el de los hombres. La *odd ratio* se mantiene estable en torno a 1,8, por lo que por cada 10 jóvenes varones que acceden a la universidad lo hacen casi 18 mujeres. Es decir, que manteniendo constantes al resto de condicionamientos socioeconómicos, la probabilidad de una mujer de acceder a la Universidad es un 60% mayor que la de su homólogo masculino.

El impacto del nivel educativo de los padres es muy alto y estadísticamente significativo en ambos años, aunque en 2010 se hace menos intenso. En concreto, mientras en 2006 de cada 10 hijos de padres no universitarios que accedían a la Universidad lo hacían veinte hijos de universitarios, en 2010 la cifra desciende a diecisiete. Podría decirse, por tanto, que ha habido cierta reducción en las diferencias en el acceso a la Universidad independientemente del nivel

---

<sup>4</sup>En este caso los *odds ratio* expresan cuánto varía la razón de demanda universitaria cuando la variable independiente considerada aumenta en una unidad. Si el cociente mostrado es inferior a 1, la razón de ocurrencia del suceso disminuye cuando aumenta en una unidad la variable independiente, es decir, tiene un efecto negativo. Por el contrario, cuando el cociente es mayor que 1, la razón de ocurrencia del sujeto aumenta cuando aumenta en una unidad la variable independiente, esto es, tiene un efecto positivo.

**Tabla 3. Odds ratio de las estimaciones sobre la probabilidad de acceder a estudios universitarios en 2006 y 2010 (Regresión logística binomial con modelos separados para las características de padres y madres).**

	2006		2010	
	Padres	Madres	Padres	Madres
<b>Sexo</b>				
Mujer	1.8130 ***	1.8299 ***	1,8173***	1.8650***
<b>Origen nacional</b>				
Extranjeros nacionalizados	0.2755 *	0.3552*	0.8972	0.7254
Extranjeros	0.1887 ***	0.1548***	0.1480***	0.1545***
<b>Capital humano del padre</b>				
Padre con estudios universitarios	2.0617 ***		1.6934***	
<b>Situación laboral del padre</b>				
Desempleado	0.7180 **		0.6633**	
Jubilado o prejubilado	1.2009		1.0987	
Otro tipo de inactividad	0.6489		0.8108	
<b>Ocupación del padre</b>				
Técnicos y administrativos	0.6523*		0.6016*	
Agricultura	0.3020 ***		0.1637***	
Servicios, comercio y hostelería	0.5134**		0.4458***	
Industria	0.3546 ***		0.2643***	
Trabajadores no cualificados	0.2387***		0.2056***	
<b>Capital humano de la madre</b>				
Madre con estudios universitarios		1.9741***		1.6973***
<b>Situación laboral de la madre</b>				
Desempleada		0.6961		0.8518
Jubilada o prejubilada		1.2135		0.9317
Otro tipo de inactividad		0.9442		0.8732
<b>Ocupación de la madre</b>				
Técnicos y administrativas		1.2893*		0.6602*
Agricultura		0.4605*		0.2632***
Servicios, comercio y hostelería		0.9432		0.4372***
Industria		0.9667		0.4439***
Trabajadoras no cualificadas		0.6477		0.2271***
<b>Renta personal</b>	0.9462***	0.9386***	0.9605***	0.9672***
<b>Renta disponible familiar pc</b>	1.1113	1.4744***	1.0796	1.0805
<b>Tamaño del hogar</b>	0.9697	1.0638	0.9822	1.0043
<b>Número de miembros menores de 16 años</b>	0.6149***	0.5974***	0.6288***	0.5839***
<b>Grado de urbanización</b>				
Zona media	0.6458***	0.6426***	1.0530	1.0710
Zona poco poblada	0.8882	0.8870	1.0825	0.9817
<b>PIB pc de la CA</b>	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<b>Stock de capital humano en la CA</b>	0.9213	1.0365	0.9941	1.0109
<b>Tasa de paro de la CA</b>	1.0292	0.9519	0.9248**	0.9533
<b>Tasa de paro &lt; 25 años en la CA</b>	1.0260	1.0172	1.0198	1.0042

\* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001

Las categorías de referencia son, en el modelo con información de los padres: hombre, español nacido en España, hijo de padre no universitario, hijo de padre ocupado, hijo de padre directivo o profesional y de zona muy poblada. En el modelo con información de las madres: hombre, español nacido en España, hijo de madre no universitaria, hijo de madre ocupada, hijo de madre directiva o profesional y de zona muy poblada.

de estudios de los padres, si bien es cierto que la probabilidad de cursar estudios universitarios es mucho mayor cuando los padres ya tienen ese nivel de estudios, tal como además se comprueba en la literatura. Así, por ejemplo, con datos del módulo “Transmisión intergeneracional de la pobreza” de la Encuesta de Condiciones de Vida de 2005 (INE 2008) se observan evidencias claras de que el porcentaje de universitarios cuyo padre tenía estudios primarios o inferiores es relativamente bajo (20%), en comparación con los hijos de padres con estudios secundarios, ya sean de primera o segunda etapa (38% y 51%, respectivamente), y especialmente en relación a aquellos con padre universitario (72%). En definitiva, siendo cierto que se ha producido un vuelco educativo, y que hay jóvenes universitarios cuyos padres no alcanzaron esos niveles educativos, no lo es menos que el acceso a la Universidad es mayor para aquellos jóvenes nacidos en hogares con padres universitarios.

Volviendo a la Tabla 3, se destaca además que las diferencias en el acceso a la Universidad según la ocupación de los progenitores parecen haberse acentuado durante la crisis económica. En los diferentes modelos se comprueba que la probabilidad de acceso a la Universidad es menor en todos los grupos ocupacionales en comparación con los hijos de directivos y profesionales, que es la categoría que se ha tomado como referencia<sup>5</sup>. Lo más destacable, no obstante, es que este acceso relativo según ocupaciones se acentúa. Así por ejemplo, en 2006 de cada 100 jóvenes que accedían a la Universidad cuyo padre era directivo o profesional, accedían también 65 hijos de técnicos o administrativos, 51 hijos de trabajadores de servicios, comercio u hostelería, 35 hijos de trabajadores de la industria, 30 hijos de agricultores y sólo 24 de trabajadores no manuales. Mientras que en 2010, dicho acceso de los hijos de estos grupos respecto al grupo de referencia (directivos y profesionales) se reduce: 60, 45, 26, 16 y 21, respectivamente. Algo parecido sucede en relación a la ocupación de las madres, aunque en este caso las diferencias según el ciclo económico son mucho más intensas. En 2006, de cada 100 jóvenes con madres directivas o profesionales que accedían a la Universidad, accedían además 129 hijos de técnicos o administrativas, 97 con madres trabajando en la industria, 94 trabajando en ocupaciones de servicios, comercio u hostelería, 65 de trabajadoras no cualificadas y 46 en la agricultura. En 2010 dichos impactos también se reducen, ya que de cada 100 hijos de directivas o profesionales que acceden sólo lo hacen 66, 44, 44, 23 y 26 jóvenes respectivamente.

Mención aparte merece la situación laboral de los progenitores, porque curiosamente el desempleo paterno (en relación a la ocupación) acentúa las diferencias en el acceso a la Universidad, mientras que el desempleo materno las reduce. En concreto, de cada 100 hijos de trabajadores ocupados que accedían a la Universidad en 2006, había 72 universitarios con

---

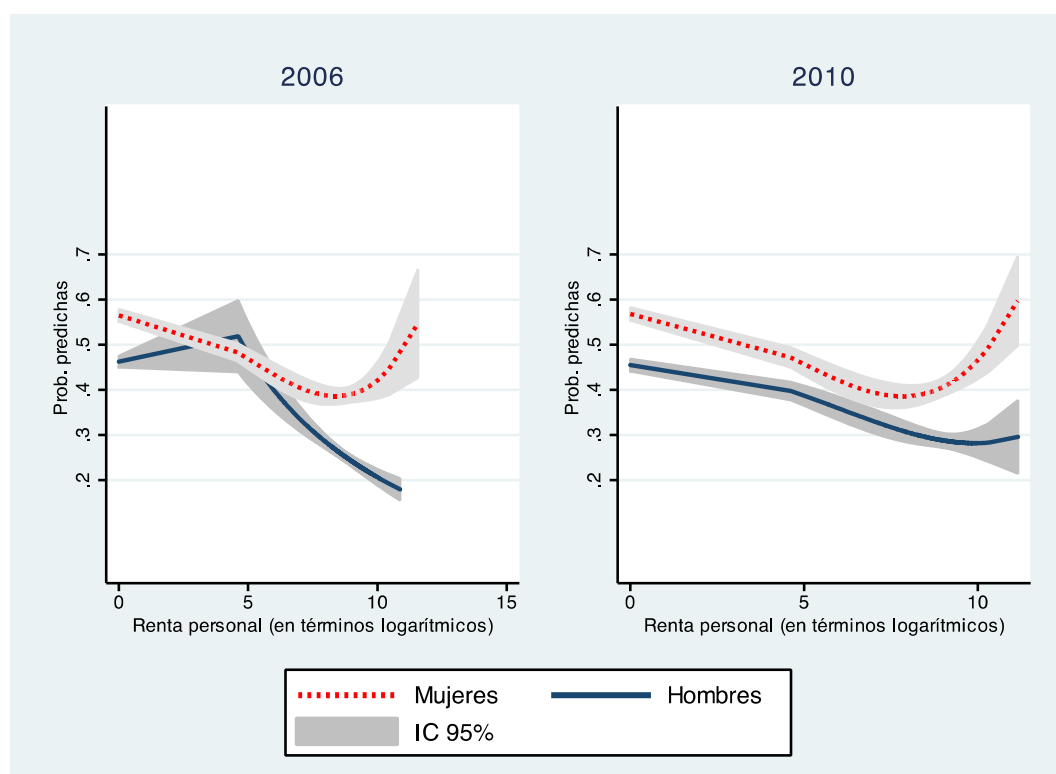
<sup>5</sup> La única excepción son de los hijos cuyas madres trabajan en ocupaciones técnicas o administrativas en 2006, que tienen una probabilidad de acceso ligeramente superior que la de los hijos de mujeres directivas o profesionales.

padres parados y 70 con madres paradas. En 2010 dichas diferencias son 66 y 85, respectivamente.

Al analizar las variables comunes en los modelos con información del padre y los de la madre la única diferencia que se observa, presente en ambos años, es que un mayor tamaño del hogar tiene un impacto negativo en la probabilidad, y acorde con lo predicho por la literatura. Así por ejemplo, es más probable tomar la decisión de no continuar con estudios superiores a medida que se incrementa el número de menores de 16 años en el hogar, siendo dicho impacto negativo superior en familias en donde además no está presente el padre. Curiosamente los efectos varían muy poco entre 2006 y 2010. Esto quiere decir que se trata de una cuestión que va más allá de la coyuntura de la crisis económica.

A continuación se presentan los efectos de las variables continuas con gráficos de probabilidades predichas para el rango de valores posibles, manteniendo el resto de variables en su valor medio<sup>6</sup>.

**Gráfico 1. Probabilidades estimadas de demandar educación universitaria según renta personal y sexo.**

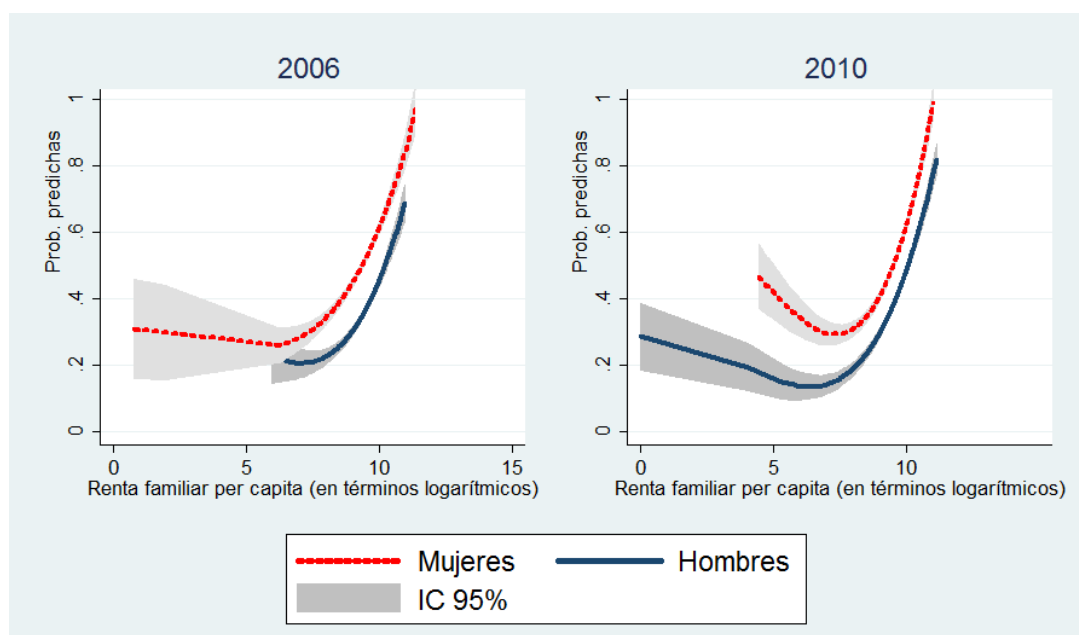


A través de la evolución de los efectos parciales del modelo se había comprobado que el disponer de renta personal (propia del individuo) tiene un efecto negativo sobre la probabilidad

<sup>6</sup>En aras de una mayor claridad expositiva se ha optado por presentar únicamente los resultados gráficos de los modelos estimados con las características de los padres, aunque se ha comprobado en todos los casos que la interpretación para el modelo de las madres es cualitativamente equivalente.

de acceder a la universidad. Es razonable pensar, en este sentido, que los jóvenes con mayor renta propia accedan en menor proporción a la Universidad porque están trabajando y disponen de ingresos propios. Sin embargo, a través de las probabilidades predichas se comprueba que en 2006 hay ligeras diferencias entre hombres y mujeres (Gráfico 1). En ese año, en un contexto de bonanza, en los hombres una mayor renta personal elevaba la probabilidad de demandar educación superior hasta cierto nivel de renta, para luego reducirse drásticamente. En las mujeres, sin embargo, el efecto es el contrario, en línea con lo que se observa en 2010 para ambos sexos. Esta diferencia entre mujeres y varones en 2006 puede venir explicada por las oportunidades laborales existentes en ese momento para jóvenes, especialmente en ocupaciones típicamente masculinas (por ejemplo, el sector de la construcción). No obstante, es imposible distinguir a través de los datos si se trata de demandantes actuales o de jóvenes que ya han pasado por la Universidad.

**Gráfico 2. Probabilidades estimadas de demandar educación universitaria según renta familiar per capita y sexo.**

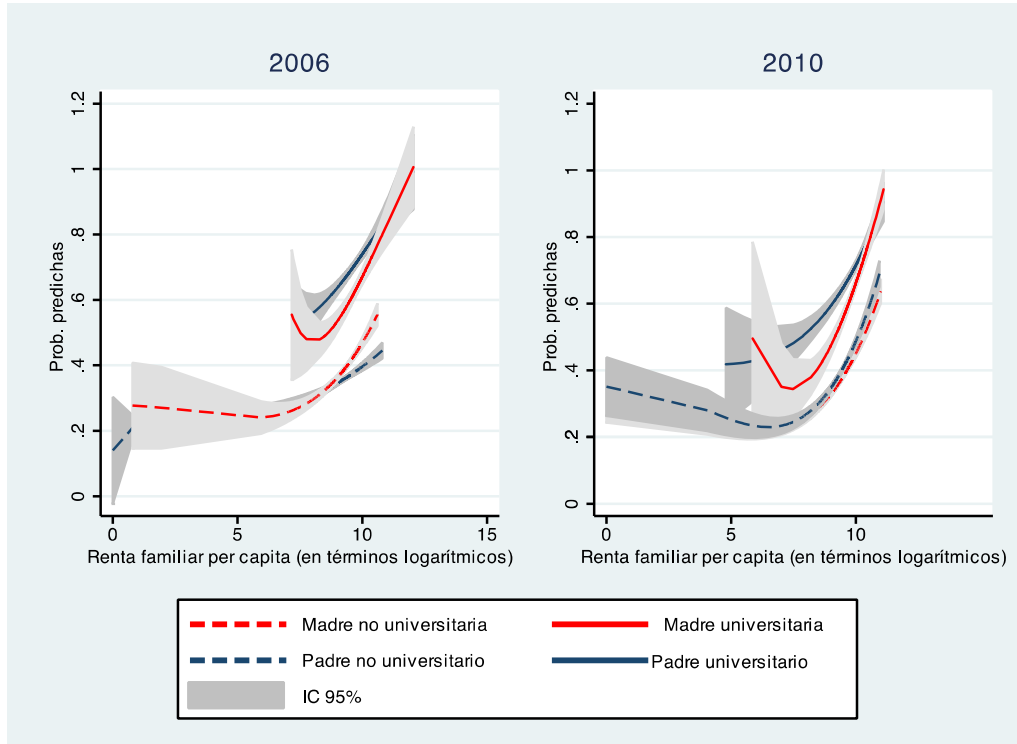


Cuando se considera la renta familiar, sin embargo, el efecto es positivo (Gráfico 2). El efecto en hombres y mujeres es equivalente, aunque para los mismos niveles de renta la probabilidad de las mujeres es mayor (como ya se había visto, porque el acceso de las mujeres es mayor). En 2010 la probabilidad de demanda es considerablemente más alta que en 2006, especialmente para los sectores de menor nivel de renta familiar.

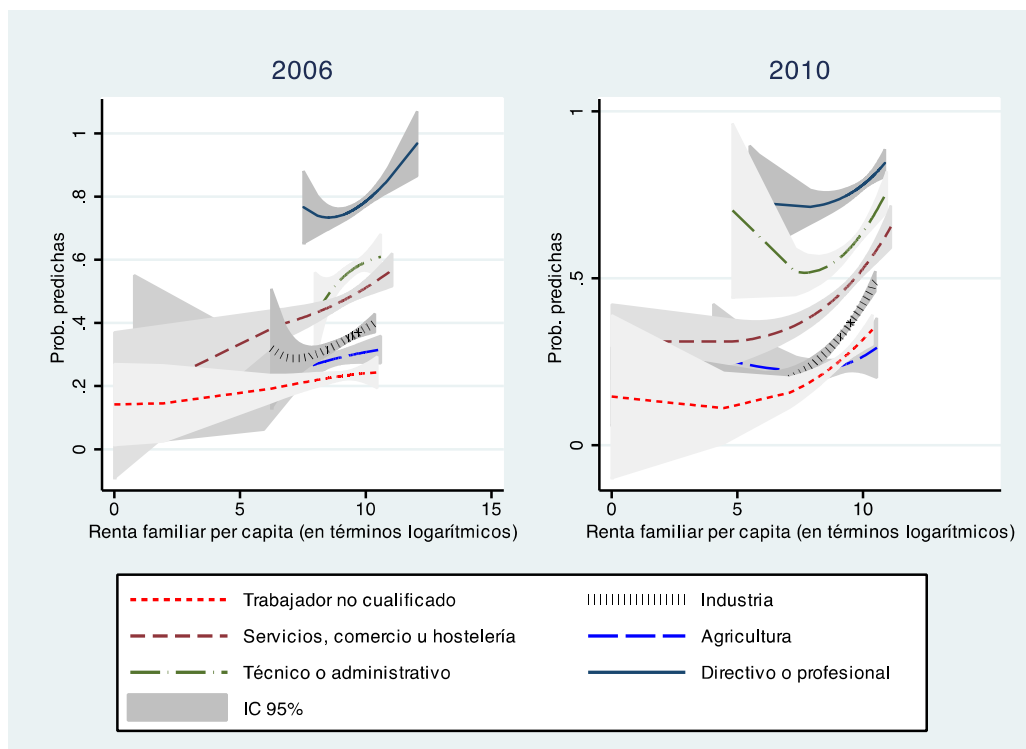
Al analizar los coeficientes y los ratios de ventaja vimos que, tanto la renta familiar como el hecho de que los padres tuvieran estudios universitarios, tienen un efecto positivo sobre la demanda de educación superior. Con las probabilidades predichas se confirma, y se observa

además que con rentas altas y alguno de los progenitores con estudios superiores, la probabilidad de demandar educación superior es muy alta (Gráfico 3).

**Gráfico 3. Probabilidades estimadas de demandar educación universitaria según renta familiar per capita y nivel formativo de los progenitores.**

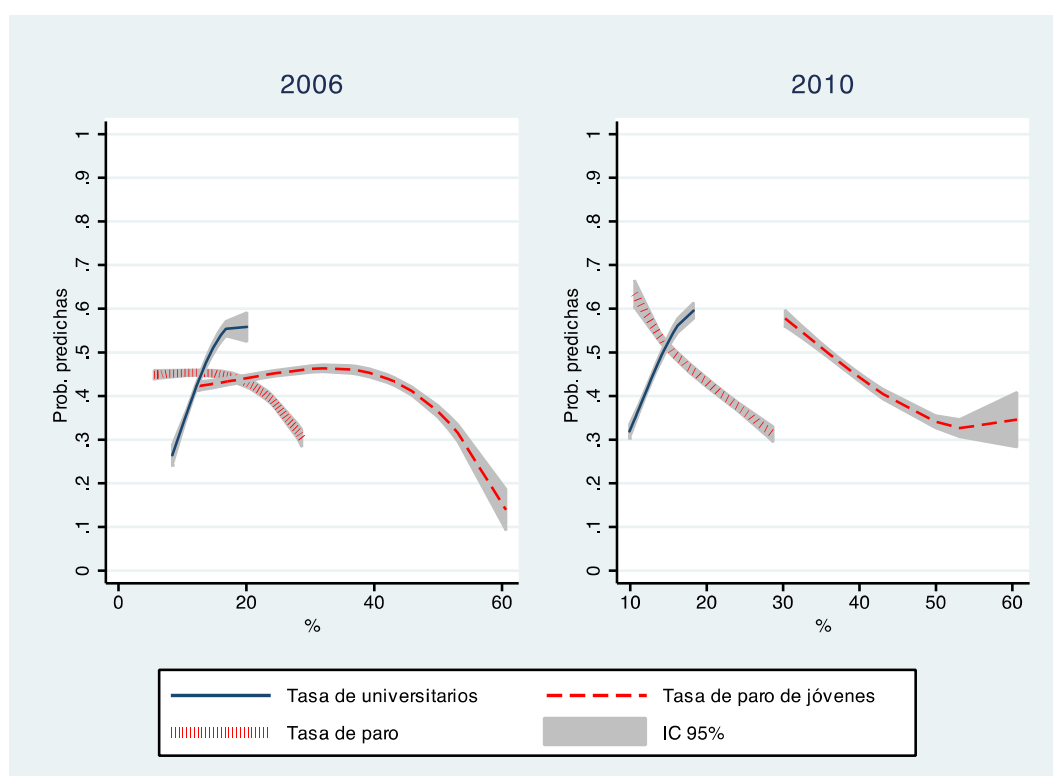


**Gráfico 4. Probabilidades estimadas de demandar educación universitaria según renta familiar per capita y ocupación del padre.**



En el Gráfico 4 se confirma el efecto positivo de la renta familiar. En conjunción con la ocupación del padre, se observa que apenas tiene un efecto diferencial la ocupación paterna en niveles bajos de renta. Donde se empiezan a observar diferencias es en rentas altas y medias altas. En estos casos, la probabilidad de demandar estudios universitarios es considerablemente mayor entre hijos de directivos o profesionales, técnicos o administrativos, industria e incluso de padres trabajando en servicios, comercio u hostelería. En estos casos, un mayor nivel de renta tiene un efecto cada vez mayor sobre la demanda universitaria (las pendientes son bastante inclinadas). Sin embargo, entre los hijos de trabajadores no cualificados, o empleados en la agricultura, el efecto de una mayor renta, si bien es positivo, es relativamente menor (pendientes más planas).

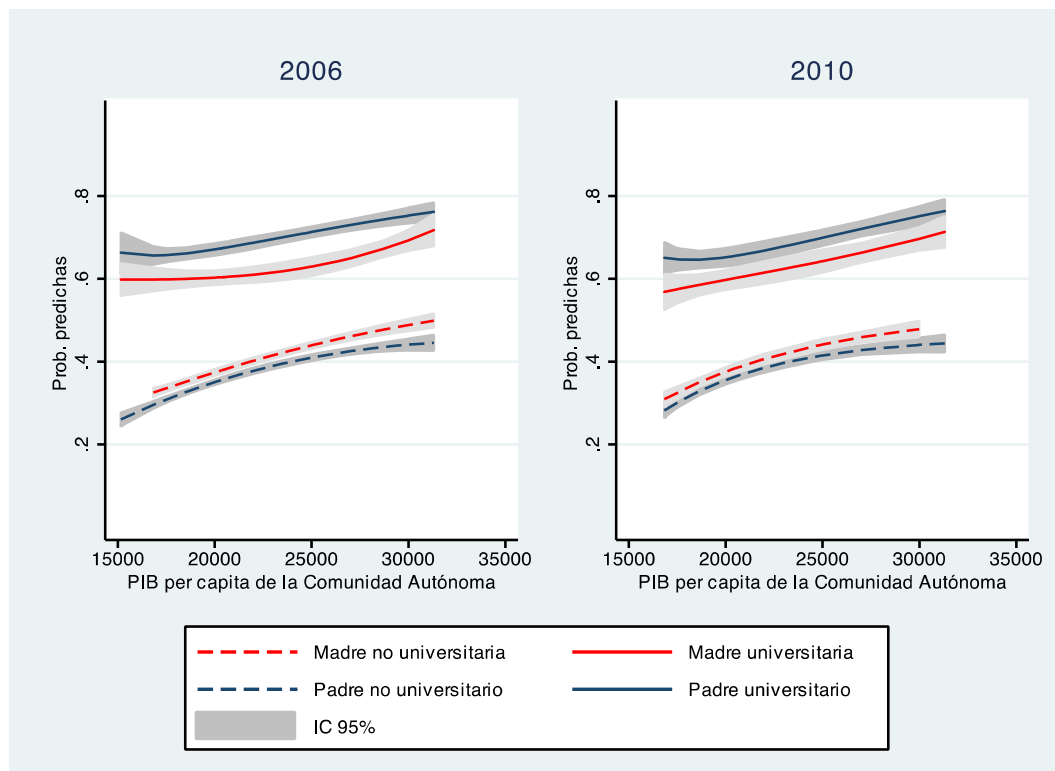
**Gráfico 5. Probabilidades estimadas de demandar educación universitaria según tasas de paro, paro juvenil y stock de universitarios en la Comunidad Autónoma.**



En el Gráfico 5 se comprueba que el stock de capital humano en la Comunidad Autónoma (medido a partir del porcentaje de universitarios) tiene un efecto positivo y muy similar en ambos años. El desempleo en la Comunidad, por el contrario, tiene un efecto negativo, tanto si se mide como tasa de paro general o tasa de paro juvenil. No obstante, cabe subrayar que aunque el efecto del desempleo sea negativo sobre la demanda universitaria, en 2010 el empeoramiento de la situación del empleo no ha supuesto una reducción relativa de la demanda de estudios superiores que, por el contrario, ha seguido creciendo.

Un mayor nivel económico del territorio, medido a través del PIB per capita de la Comunidad, tiene un efecto positivo bastante estable sobre la demanda de estudios universitarios y, aparentemente, independientemente del ciclo. Este efecto se mantiene considerando el capital humano de los padres sin apenas diferencias en los dos años considerados (Gráfico 6).

**Gráfico 6. Probabilidades estimadas de demandar educación universitaria según PIB per cápita de la Comunidad Autónoma y nivel formativo de los progenitores.**



## 6. Discusión

El interés existente en la actualidad por el análisis de los efectos de la crisis económica se extiende también a los estudios sobre educación. En los últimos tiempos se han realizado diversos trabajos sobre los determinantes de acceso a la educación superior, en éste se analiza también la influencia de estos factores socio-económicos, pero se introduce el objetivo de dar respuesta a la pregunta de si la crisis económica ha cambiado significativamente la contribución de estos factores y de cuáles han sido estos cambios.

Al realizar el análisis se encuentran resultados generales similares a los señalados habitualmente en la literatura. Los factores que ejercen un impacto positivo en la probabilidad de acceso a la educación universitaria son el ser mujer, tener padre o madre con estudios universitarios, disponer de mayor renta familiar, residir en una comunidad autónoma con mayor proporción de universitarios o con una mayor tasa de paro juvenil. Por otra parte, los factores que influyen negativamente en la demanda de educación universitaria son el ser extranjero, ser



hijo de desempleados o inactivos, tener una mayor renta personal, vivir en un hogar con un mayor número de miembros menores de dieciséis años, en una zona con menor densidad de población, y pertenecer a una comunidad con menor PIB per cápita o mayor tasa de paro.

Entre los diferentes efectos encontrados en la época de crisis resalta el cambio en el efecto positivo de tener un padre o madre universitaria, que a pesar de seguir siendo importante disminuye considerablemente entre 2006 y 2010. Otra de las diferencias halladas en el periodo de la crisis es que aumenta la influencia de la ocupación de los padres o madres, siendo ésta mucho más pronunciada en 2010. También hay que destacar los cambios durante la crisis en los efectos del desempleo paterno y materno, en el caso del paterno, la crisis produce un aumento de las diferencias frente a los ocupados y en el caso del materno resulta justamente lo contrario, se reducen las diferencias.

Profundizando algo más en los resultados encontrados también se puede destacar el diferente comportamiento frente a la renta personal de los hombres en 2006 y 2010. Mientras que en 2006 disponer de renta personal tenía un efecto creciente hasta cierto nivel, siendo decreciente a partir del mismo, en 2010 su comportamiento era más parecido al de las mujeres, decreciente en casi todo momento excepto en niveles elevados de renta.

Teniendo en cuenta conjuntamente el nivel de educación de los padres y la renta familiar se observa su efecto positivo, especialmente en el caso de jóvenes con renta familiar alta y alguno de los padres con estudios superiores para los cuales la probabilidad de acceder a la educación superior es realmente alta. Combinando renta familiar y ocupación paterna se observa que entre los hijos con padres trabajando como directivos, técnicos o administrativos, en servicios, comercio u hostelería el nivel de renta familiar influye sustancialmente a la probabilidad de estudiar. En el resto de ocupaciones, la renta tiene efecto positivo pero de menor cuantía.

En lo que respecta a las variables de contexto económico, el stock de capital humano tiene un efecto positivo, similar en ambos años, el efecto del PIB de la comunidad ejerce un efecto positivo también sin grandes diferencias entre periodos y la tasa de paro produce un efecto negativo, pero hay que señalar que, pese a la actual situación en el mercado laboral, la demanda universitaria ha seguido creciendo en los últimos años.

Resumiendo, nuestro análisis destaca las diferencias entre los dos periodos estudiados antes y después de la crisis, encontrando que las diferencias más significativas se muestran en la cuantía de los efectos del nivel de educación de los padres y en las diferencias entre los efectos del desempleo paterno y materno, ejerciendo el resto de los factores similar influencia antes y después de la crisis.

## Bibliografía

- Ahn, N., y Ugidos, A. (1996). The Effects of the Labor Market Situation of Parents on Children: Inheritance of Unemployment. *Investigaciones Económicas*, XX(1), 23-41.
- Albert, C. (1997). La demanda de educación superior en España: diferencias por sexo. *Información Comercial Española*, 760, 105-116.
- Albert, C. (2000). Higher Education Demand in Spain: the Influence of Labour Market Signals and Family Background. *Higher Education*, 40(2), 147-162.
- Arrazola, M., y de Hevia, J. (2008). Three measures of returns to education: An illustration for the case of Spain. *Economics of Education Review*, 27, 266-275.
- Booth, A. L., y Kee, H. J. (2009). Birth order matters: the effect of family size and birth order on educational attainment. *Journal of Population Economics*, 22(2), 367-397.
- Calero, J. (2006). *Desigualdades tras la educación obligatoria: nuevas evidencias*. Documento de trabajo 83/2006, Fundación Alternativas.
- Carrasco, D. (1999). *El vínculo entre las características familiares y el logro educacional de los hijos*. Tesina CEMFI n.º 9911.
- Cea, F., y Mora, J. G. (1992). Análisis socioeconómico de la elección de estudios superiores. *Estadística Española*, 34(129), 61-92.
- De la Rica, S., y San Martín, M. (1999). Estudios de postgrado y perspectivas salariales: una aplicación de la teoría del capital humano. *Ekonomiaz*, 43.
- De la Rica, S., Dolado, J. J., y Llorens, V. (2008). Ceilings or floors? Gender wage gaps by education in Spain. *Journal of Population Economics*, 21(3), 751-776.
- De Pablos, L., y Gil, M. (2007). Análisis de los condicionantes socioeconómicos del acceso a la educación superior. *Presupuesto y Gasto Público*, 48, 37-57.
- Gil, M., de Pablos, L., y Martínez, M. (2010). Los determinantes socioeconómicos de la demanda de educación superior en España y la movilidad educativa intergeneracional. *Hacienda Pública Española*, 193(2), 75-108.
- González, A., y Cebolla, H. (2008). Inmigración y educación: de la experiencia comparada a la realidad española. En *La Política de Inmigración en España (2000-2007)*. *De la gestión de flujos a la integración de los inmigrantes*. Madrid: Centro de Estudios Políticos y Constitucionales.
- González, B., y Dávila, D. (1998). Economic and Cultural Impediments to University Education in Spain. *Economics of Education Review*, 17(1), 93-103.

- Hanushek, E. A. (1992). The Trade-off between Child Quantity and Quality. *Journal of Political Economy*, 100(1), 84-117.
- INE (2008). Transmisión intergeneracional de la pobreza. Resultados basados en el módulo adicional de la Encuesta de Condiciones de Vida 2005. Instituto Nacional de Estadística.
- Jiménez, J., y Salas-Velasco, M. (2000). Modeling educational choices. A binomial logit model applied to the demand for Higher Education. *Higher Education*, 40, 293-311.
- Marcenaro, O., y Navarro, M. L. (2001). Un análisis microeconómico de la demanda de educación superior en España. *Estudios de Economía Aplicada*, 19, 69-86.
- Modrego, A. M. (1987). Demanda de educación superior. Resultados de la estimación de un modelo de demanda de educación superior para la provincia de Vizcaya. *Ekonomiaz*, 19, 87-96.
- Mora, J. G. (1988). Motivaciones socioeconómicas de la demanda educativa. *Ekonomiaz*, 12, 42-60.
- Mora, J. G. (1989). La demanda de educación superior: una revisión de estudios empíricos. *Revista de Educación*, 288, 351-375.
- Mora, J. G. (1997). Equity in Spanish higher education. *Higher Education*, 33, 233-249.
- OECD (2012). *Education at a Glance*. OECD Publishing.
- Peraita, C., y Sánchez, M. (1998). The Effects of Family Background on Children's Level of Schooling Attainment in Spain. *Applied Economics*, 30(10), 1327-1334.
- Petrongolo, B., y San Segundo, M. J. (1999). ¿Incentiva el paro juvenil la escolarización secundaria? *Ekonomiaz*, 43, 10-37.
- Petrongolo, B., y San Segundo, M. J. (2002). Staying-on at School at 16: the Impact of Labor Market Conditions in Spain. *Economics of Education Review*, 21, 353-365.
- Rahona, M. (2006). La influencia del entorno socioeconómico en la realización de estudios universitarios: una aproximación al caso español en la década de los noventa. *Hacienda Pública Española*, 178(3), 55-80.
- Rahona, M. y Perez-Esparrells, C. (2013) "Educational Attainment and Educational Mismatch in the First Employment in Spain" *ISRN Education*, doi:10.1155/2013/850827.
- Rodríguez, C. (1992). La adquisición de capital humano: un modelo teórico y su contraste. *Investigaciones Económicas*, XVI(2), 305-316.

Rodríguez, C. (1992). La adquisición de capital humano: un modelo teórico y su contraste. *Investigaciones Económicas*, XVI(2), 305-316.

Salas, M., y Martín-Cobos, M. (2006). La demanda de educación superior: un análisis microeconómico con datos de corte transversal. *Revista de Educación*, 339, 637-660.

## Anexos

### Anexo 1. Resumen de estudios sobre determinantes de la educación superior en España.

Estudio	Fuente*	Población objeto de estudio	Técnica de análisis**	Variable dependiente	Principales resultados
Modrego (1987)	Censo de Población y Vivienda de la provincia de Vizcaya, 1981.	Muestra aleatoria del 25% del Censo.	PB. H/M.	Cursar estudios medios o superiores (frente a no estudiar).	Efecto positivo de un mayor <b>nivel educativo de los padres</b> . Efecto negativo de la proporción de <b>personas que cursan estudios en la familia</b> y tener <b>padre en paro</b> (aunque no es estadísticamente significativo en hombres). Efecto no significativo (aunque positivo) de las <b>tasas de desempleo</b> de personas con niveles educativos medios o superiores.
Cea y Mora (1992)	Encuesta del Consejo de Universidades, 1985.	Estudiantes de COU.	LB. H/M.	Ir o no a la Universidad.	Efecto positivo de <b>variables académicas</b> (aprobar en junio, tener mayores calificaciones y para las mujeres, tener beca), existencia de <b>centros universitarios en la población de residencia, residir fuera del hogar familiar</b> y haber estudiado en un <b>centro privado</b> (en el caso de los hombres). Efecto negativo (pero no significativo) del <b>tamaño del municipio</b> .
Rodríguez (1992)	ECVT, 1985.	14-30 años.	LB. Modelos separados según nivel de estudios alcanzado.	Nivel de estudios alcanzado: universitarios / superiores a EGB / igual o inferior a EGB.	Efecto positivo del <b>nivel de ingresos del padre, clase social subjetiva</b> más elevada, <b>tamaño del municipio de residencia</b> y ser <b>mujer</b> (aunque sólo en estudios universitarios, no en los estudios medios). Efecto negativo de tener <b>padre desempleado</b> .
Ahn y Ugidos (1996)	EPA, 1987, 1991, 1993.	16- 21 años.	PB. H/M.	Estar estudiando (frente a estar en el mercado de trabajo).	Efecto positivo de que el <b>padre esté ocupado</b> (especialmente si es en el sector público), del <b>nivel educativo de los padres</b> (sobre todo influye la educación de la madre en las hijas y la del padre en los hijos), los <b>años</b> considerados (cada vez se demanda educación superior en mayor proporción) y del <b>paro regional</b> (sólo para los hombres). Efecto negativo de que el <b>padre esté desempleado</b> , que la <b>madre participe en el mercado de trabajo</b> (especialmente si está desempleada) y el <b>paro regional</b> (sólo para las mujeres).

Estudio	Fuente*	Población objeto de estudio	Técnica de análisis**	Variable dependiente	Principales resultados
Mora (1997)	EPF, 1990-91.	17-25 años (que viven con los padres).	LB.	Estar matriculado o haber estudiado en la Universidad.	Efecto positivo de un mayor <b>nivel educativo de los padres</b> , de más <b>años de escolarización en la localidad de residencia</b> , vivir en una <b>capital de provincia</b> , una <b>mayor renta familiar</b> y <b>ser mujer</b> . Efecto no estadísticamente significativo del PIB <i>per capita</i> de la localidad de residencia.
Albert (1997)	EPA 1977-1996.	21-24 años (que como mínimo tengan BUP o FP-II).	LB. H/M. Heckman.	Demandar estudios universitarios.	Efecto positivo de los <b>estudios de los padres</b> (especialmente los de la madre), una mayor <b>condición socioeconómica</b> del padre (mayor influencia en varones), mayor número de <b>hermanos mayores realizando estudios reglados</b> y las <b>tasas de paro autonómicas</b> (tanto de jóvenes universitarios como de jóvenes con bachillerato o FP).
González y Dávila (1998)	EPF 1990-91.	18-24 años.	LB.	Estar matriculado o haber estudiado en la Universidad.	Efecto positivo de mayores <b>ingresos familiares</b> , mayor <b>nivel de estudios de los padres</b> , <b>ser mujer</b> y el <b>tamaño de la localidad</b> . Efecto negativo del <b>número de miembros de la familia con ingresos salariales</b> . Efecto no estadísticamente significativo (aunque positivo) del desempleo juvenil.
Peraita y Sánchez (1998)	ECVT, 1985.	16-28 años (que vivan en el hogar familiar).	LMO. H/M.	Niveles de educación formal conseguidos <sup>7</sup> .	Efectos positivos de una <b>clase social subjetiva</b> más elevada, de mayores <b>ingresos familiares</b> , <b>equipamiento cultural del hogar</b> y <b>tamaño de la localidad de residencia</b> . Efectos negativos del <b>número de hermanos</b> (tanto mayores como menores).
Petrongolo y San Segundo(1999)	EPF, 1981, 1991.	16 y 17 años.	LB.	Estar estudiando a los 16 años después de la educación obligatoria.	Efecto positivo de un mayor <b>nivel educativo</b> de los padres (aunque se reduce en 1991), una renta familiar más elevada (aunque deja de ser estadísticamente significativa en 1991) y de la <b>tasa dedesempleo juvenil</b> . Efecto negativo de la tasa de <b>desempleo agregado</b> .
Carrasco (1999)	ES, 1991.	26 - 31 años.	PB. H/M.	Terminar estudios universitarios.	Efecto positivo (y significativo) de un mayor <b>nivel educativo de los padres</b> , residir en un <b>municipio grande</b> , tener un <b>padre trabajador del sector público</b> , residir en una <b>región de la mitad norte</b> de España y <b>ser mujer</b> . Efecto negativo del <b>número de hermanos</b> y de pertenecer a una <b>familia no intacta</b> (por separación o fallecimiento).

<sup>7</sup> Menos de 6 años de escolarización o sin estudios / Primaria / Primer ciclo de secundaria / Secundaria y Formación Profesional / Preuniversitaria / Universitaria.

Estudio	Fuente*	Población objeto de estudio	Técnica de análisis**	Variable dependiente	Principales resultados
De la Rica y San Martín (1999)	Encuesta propia, 1995.	Miembros del Colegio de Economistas de Madrid que realizaron máster en España.	PB.	Realizar estudios de Máster.	Efecto positivo de la <b>expectativa de ganancias salariales mayores</b> , ser hijo de <b>padre universitario</b> y el <b>paro global de la economía</b> .
Albert (2000)	EPA 1987-1998.	19 - 24 años	LB. Heckman.	Haber terminado estudios superiores o estar cursándolos en la semana de referencia.	Efecto positivo de un mayor <b>nivel educativo de los padres</b> (especialmente el de la madre), de una mejor <b>condición socioeconómica del padre</b> , una mayor <b>tasa de desempleo de jóvenes con educación secundaria superior</b> , pero también de una mayor <b>tasa de desempleo de universitarios</b> .
Jiménez y Salas-Velasco (2000)	Encuesta de la Universidad de Granada, 1994/95.	Alumnos de primer curso en la Facultad de Economía y Empresa.	LB.	Elegir LADE (4 años) frente a DCE (3 años).	Efecto positivo del <b>estatus socioeconómico de la familia</b> y de unas mejores <b>aptitudes escolares</b> del alumno.
Marcenaro y Navarro (2001)	PHOGUE, 1994.	18 - 25 años.	PB. H/M. Heckman.	Realizar estudios superiores.	Efecto positivo de una mejor <b>situación económica familiar</b> (especialmente entre los hombres), mayor <b>capital humano del padre</b> , disfrutar de <b>beca en secundaria</b> y el número de <b>hermanos mayores</b> en el hogar (especialmente para las mujeres). Efecto negativo de <b>finalizar con retraso la secundaria</b> , es decir, ser repetidor (aunque la influencia es menor en las mujeres).
Petrongolo y San Segundo (2002)	EPA, 1987, 1991 y 1996.	16 - 17 años.	LB.	Permanecer escolarizado con 16 y 17 años.	Efecto positivo de un mayor <b>nivel educativo de los padres</b> (especialmente el de la madre) y una mayor tasa de <b>desempleo juvenil</b> . Efecto negativo de tener un <b>padre desempleado</b> y un mayor <b>número de miembros del hogar</b> y mayor <b>tasa de desempleo general</b> .
Rahona (2006)	Módulo especial de la EPA: Transición de la Educación al Mercado Laboral, 2000.	16 - 35 años	LB. H/M.	Haber cursado estudios universitarios (frente a no haberlo hecho).	Efecto positivo de ser <b>mujer</b> y de un mayor <b>nivel educativo y condición socioeconómica de los padres</b> . Efecto negativo del <b>número de hermanos menores de 16 años</b> . Diferencias no significativas en todas las Comunidades Autónomas.
Calero (2006)	PHOGUE, 2000.	16 y 17 años.	LMNO. H/M.	Nivel educativo o situación laboral <sup>8</sup> .	Efecto positivo sobre la probabilidad de estudiar Bachillerato de un mayor <b>nivel de estudios de la madre</b> y una <b>clase social familiar</b> más elevada. Efecto no estadísticamente significativo de la <b>renta del hogar</b> .

<sup>8</sup> Seguir en secundaria o primaria (repetidores) / Estudiar un Ciclo Formativo de Grado Medio / Estar en el mercado de trabajo / Estudiar Bachillerato.

Estudio	Fuente*	Población objeto de estudio	Técnica de análisis**	Variable dependiente	Principales resultados
Salas y Martín-Cobos (2006)	Encuesta de la Universidad de Granada, 1996/97	Titulados en Colegios Profesionales de la ciudad de Granada.	LB.	Elección de carrera de ciclo largo (licenciatura) frente a ciclo corto (diplomatura)	Efecto positivo de un mayor <b>nivel educativo de los padres</b> y una mayor <b>renta familiar</b> .
De Pablos y Gil (2007)	ECV, 2004.	17 - 25 años.	PB.	Estar cursando o haber finalizado estudios universitarios.	Efecto positivo de ser <b>mujer</b> , un mayor <b>nivel educativo de los padres y de otros miembros del hogar</b> , y que el <b>sustentador principal trabaje</b> . Efectos negativos del <b>número de miembros menores de 16 años</b> y que haya <b>desempleados en la familia</b> . Efectos no estadísticos significativos de las tasas de desempleo, el tamaño de la población de origen o renta del hogar.
Gil et al. (2010)	ECV, 2005.	17 - 25 años.	PB (Modelo de doble valla). Heckman.	Primera etapa: Completar educación secundaria obligatoria. Segunda etapa: Demandar educación superior	Efecto positivo de un mayor <b>nivel educativo de los padres</b> . Efecto negativo de <b>ser extranjero</b> y tener <b>hermanos pequeños o miembros desempleados en el hogar</b> . Efectos no estadísticamente significativos de la renta del hogar, el grado de urbanización de la localidad de residencia o las tasas de paro de universitarios.

\* **ECV**= Encuesta de Condiciones de Vida; **ECVT** = Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo; **EPA** = Encuesta de Población Activa; **EPF** = Encuesta de Presupuestos Familiares; **ES** = Encuesta Sociodemográfica; **PHOGUE** = Panel de Hogares de la Unión Europea.

\*\* **LB** = Logit binomial; **LMO** = Logitmultinomial ordenado; **LMNO** = Logitmultinomial no ordenado; **PB** = Probit binomial; **H/M** = Modelo separado para hombres y mujeres; **Heckman** = Estimación en dos etapas para corregir el sesgo de selección muestral.

*Anexo 2. Estadísticos descriptivos*

		2006	2010
Demandantes de estudios universitarios		40,5	41,7
Sexo	Hombre	52,9	51,3
	Mujer	47,1	48,7
Origen nacional	Nacidos en España de nacionalidad española	96,8	90,1
	Españoles nacidos en el extranjero	1,1	3,0
	Extranjeros nacidos en el extranjero	2,2	6,9
Capital humano de los padres	Padre universitario	18,6	22,9
	Madre universitaria	14,0	20,8
Ocupación del padre	Directivos y profesionales	10,1	12,9
	Técnicos y administrativos	13,3	11,8
	Agricultura	6,2	5,1
	Servicios, comercio y hostelería	16,5	18,4
	Industria	39,4	40,3
	Trabajadores no cualificados	14,6	11,6
Ocupación de la madre	Directivos y profesionales	8,7	11,7
	Técnicos y administrativos	14,8	13,5
	Agricultura	4,1	2,6
	Servicios, comercio y hostelería	26,7	26,0
	Industria	15,2	16,1
	Trabajadores no cualificados	30,6	30,1
Situación laboral del padre	Ocupación	78,6	75,2
	Desempleo	5,6	11,7
	Jubilación (o prejubilación)	12,3	9,3
	Otro tipo de inactividad	3,5	3,8
Situación laboral de la madre	Ocupación	45,2	54,2
	Desempleo	6,6	12,6
	Jubilación (o prejubilación)	2,1	1,3
	Otro tipo de inactividad	46,1	31,9
Renta personal	Media = 3.757,7 Desv. típica = 5.579,9	Media = 3.254,7 Desv. típica = 5.521,2	
Renta disponible <i>per capita</i>	Media = 12.014,8 Desv. típica = 7.752,1	Media = 13.701,3 Desv. típica = 8.308,9	
Tamaño del hogar	Media = 4,2 Desv. típica = 1,2	Media = 4,1 Desv. típica = 1,2	
Número de miembros menores de 16 años	Media = 0,4 Desv. típica = 0,7	Media = 0,4 Desv. típica = 0,7	
Grado de urbanización	Zona muy poblada	45,7	46,9
	Zona media	22,6	21,7
	Zona poco poblada	31,7	31,5



*Anexo 3. Variables regionales*

2006	Jóvenes universitarios*	PIB pc (CRE)	Tasa de paro (EPA)	Tasa de paro de menores de 25 años (EPA)	Stock de capital humano**
Andalucía	32,8	17.318	12,7	21,7	10,7
Aragón	47,5	23.948	5,6	12,4	14,8
Principado de Asturias	44,8	20.210	9,3	22,7	12,0
Illes Balears	38,0	24.538	6,5	13,5	11,0
Canarias	36,0	19.923	11,7	23,7	11,0
Cantabria	45,7	22.078	6,6	17,0	13,7
Castilla y León	45,2	21.246	8,1	17,0	12,9
Castilla-La Mancha	40,2	17.357	8,8	17,0	9,9
Cataluña	39,0	26.351	6,6	14,7	13,0
Comunidad Valenciana	43,7	20.477	8,4	17,7	12,3
Extremadura	33,7	15.156	13,4	24,4	10,2
Galicia	42,1	18.517	8,5	18,0	12,2
Comunidad de Madrid	52,8	29.197	6,4	14,5	20,1
Región de Murcia	28,2	18.673	7,9	17,0	10,4
Comunidad Foral de Navarra	52,1	28.026	5,3	14,1	16,0
País Vasco	57,5	28.710	7,0	20,8	16,8
La Rioja	42,6	23.911	6,2	15,6	13,0
Ciudad Autónoma de Ceuta	21,6	20.351	20,7	52,0	8,4
Ciudad Autónoma de Melilla	30,6	20.184	13,4	22,1	11,8

\*Porcentaje de demandantes de educación superior entre 18 y 26 años (ECV).

\*\* Medido como porcentaje de universitarios (EPA).

2010	Jóvenes universitarios*	PIB pc (CRE)	Tasa de paro (EPA)	Tasa de paro de menores de 25 años (EPA)	Stock de capital humano**
Andalucía	27,0	17.405	28,0	49,9	11,5
Aragón	50,3	24.886	14,8	32,0	14,5
Principado de Asturias	49,6	21.882	16,0	37,4	14,1
Illes Balears	26,1	24.672	20,4	43,1	10,4
Canarias	29,7	19.746	28,7	51,7	10,9
Cantabria	55,9	23.464	13,9	36,4	15,6
Castilla y León	39,2	22.974	15,8	34,4	14,1
Castilla-La Mancha	45,3	17.621	21,0	43,1	10,5
Cataluña	40,0	27.053	17,8	39,5	13,4
Comunidad Valenciana	38,9	20.465	23,3	42,1	12,7
Extremadura	43,4	16.828	23,1	45,9	10,7
Galicia	41,8	20.343	15,4	35,4	12,3
Comunidad de Madrid	49,5	29.963	16,1	37,3	21,8
Región de Murcia	37,3	18.654	23,3	39,0	11,2

Comunidad Foral de Navarra	55,9	29.982	11,9	30,3	16,2
País Vasco	61,2	31.314	10,6	30,3	18,3
La Rioja	54,8	25.020	14,3	39,2	14,5
Ciudad Autónoma de Ceuta	35,5	21.960	24,1	60,6	9,9
Ciudad Autónoma de Melilla	56,1	20.832	23,8	53,1	10,9

\*Porcentaje de demandantes de educación superior entre 18 y 26 años (ECV).

\*\* Medido como porcentaje de universitarios (EPA).

#### Anexo 4. Estadísticos descriptivos de los demandantes de estudios universitarios

		2006	2010
Sexo	Hombre	34,3	35,2
	Mujer	47,4	48,5
Origen nacional	Nacidos en España de nacionalidad española	41,4	44,8
	Españoles nacidos en el extranjero	22,2	32,7
	Extranjeros nacidos en el extranjero	7,1	6,6
Capital humano de los padres	Padre universitario	70,5	69,1
	Madre universitaria	65,7	67,5
Ocupación del padre	Directivos y profesionales	77,5	77,8
	Técnicos y administrativos	56,6	61,2
	Agricultura	29,1	23,5
	Servicios, comercio y hostelería	47,6	48,2
	Industria	34,7	34,9
	Trabajadores no cualificados	23,0	25,5
Ocupación de la madre	Directivos y profesionales	65,6	75,0
	Técnicos y administrativos	59,9	58,5
	Agricultura	21,4	32,4
	Servicios, comercio y hostelería	41,5	42,0
	Industria	42,2	43,7
	Trabajadores no cualificados	28,0	23,8
Situación laboral del padre	Ocupación	43,1	47,1
	Desempleo	25,6	23,5
	Jubilación (o pre jubilación)	45,7	44,0
	Otro tipo de inactividad	29,0	34,0
Situación laboral de la madre	Ocupación	45,0	47,0
	Desempleo	32,4	30,8
	Jubilación (o pre jubilación)	46,3	41,5
	Otro tipo de inactividad	37,1	37,6
Renta personal	Media = 2.549,4 Desv. típica = 5.529,9	Media = 2.391,9 Desv. típica = 4.959,1	
Renta disponible <i>per capita</i>	Media = 13.609,8 Desv. típica = 8.836,9	Media = 16.097,1 Desv. típica = 9.359,9	
Tamaño del hogar	Media = 4,03 Desv. típica = 0,97	Media = 3,96 Desv. típica = 1,05	
Número de miembros menores de 16 años	Media = 0,24 Desv. típica = 0,49	Media = 0,24 Desv. típica = 0,52	
Grado de urbanización	Zona muy poblada	47,2	44,9
	Zona media	33,6	39,7
	Zona poco poblada	35,8	38,3
<b>Promedio muestral</b>	<b>40,5</b>	<b>41,7</b>	

*Anexo 5. Cambio en las razones para un incremento de una desviación típica en la variable independientesobre la probabilidad de acceder a estudios universitarios en 2006 y 2010 (Regresión logística binomial con modelos separados para las características de padres y madres).*

	2006		2010	
	Padres	Madres	Padres	Madres
<b>Sexo</b>				
Mujer	1.3458	1.3524	1.3480	1.3656
<b>Origen nacional</b>				
Extranjeros nacionalizados	0.8852	0.8898	0.9839	0.9473
Extranjeros	0.7975	0.7723	0.6638	0.6377
<b>Capital humano del padre</b>				
Padre con estudios universitarios	1.3268		1.2506	
<b>Situación laboral del padre</b>				
Desempleado	0.9273		0.8772	
Jubilado o prejubilado	1.0609		1.0277	
Otro tipo de inactividad	0.9273		0.9606	
<b>Ocupación del padre</b>				
Técnicos y administrativos	0.8650		0.8482	
Agricultura	0.7503		0.6765	
Servicios, comercio y hostelería	0.7806		0.7330	
Industria	0.6025		0.5202	
Trabajadores no cualificados	0.6031		0.6027	
<b>Capital humano de la madre</b>				
Madre con estudios universitarios		1.2925		1.2501
<b>Situación laboral de la madre</b>				
Desempleada		0.9077		0.9465
Jubilada o prejubilada		1.0301		0.9916
Otro tipo de inactividad		0.9738		0.9443
<b>Ocupación de la madre</b>				
Técnicos y administrativas		1.0943		0.8678
Agricultura		0.8578		0.8122
Servicios, comercio y hostelería		0.8578		0.6958
Industria		0.9879		0.7423
Trabajadoras no cualificadas		0.8188		0.5058
<b>Renta personal</b>	0.6923	0.6570	0.7686	0.8043
<b>Renta disponible familiar pc</b>	1.0923	1.3060	1.0923	1.0848
<b>Tamaño del hogar</b>	0.9675	1.0724	0.9803	1.0047
<b>Número de miembros menores de 16 años</b>	0.7213	0.7023	0.7320	0.7111
<b>Grado de urbanización</b>				
Zona media	0.8333	0.8311	1.0215	1.0283
Zona poco poblada	0.9458	0.9468	1.0381	0.9915
<b>PIB pc de la CA</b>	0.9626	0.9645	0.9819	0.9493
<b>Stock de capital humano en la CA</b>	1.0730	1.0919	0.9812	1.0367
<b>Tasa de paro de la CA</b>	0.7960	0.8731	0.6525	0.7688
<b>Tasa de paro &lt; 25 años en la CA</b>	1.1336	1.0854	1.1410	1.0288