

Incidencia y efectos salariales del desajuste educativo y de habilidades en España

Iñaki Iriondo*
Francisco J. Velázquez*

*Universidad Complutense de Madrid

Dirección postal:
Departamento de Economía Aplicada
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad Complutense de Madrid
Tfno: 91 394 2642
iriondo@ccee.ucm.es
javel@ccee.ucm.es

Abstract:

En este trabajo se analizan los efectos de la sobreeducación y el desajuste de habilidades en los salarios de los graduados universitarios en España. Para ello se ha utilizado una encuesta realizada a una muestra de titulados de la Universidad Complutense de Madrid, la universidad presencial con mayor número de alumnos en España. El periodo analizado transcurre entre 2002 y 2008, etapa en la que las condiciones para acceder a un empleo cualificado en España eran óptimas. Sin embargo, seis años después de terminar sus estudios, el 25% de los titulados investigados se encuentran sobreeducados. Al objeto de evaluar el impacto del desajuste educativo en los salarios, se han utilizado distintos estimadores que tratan de corregir los problemas que eventualmente producen la omisión de la capacidad, el error de medición del desajuste educativo y el sesgo de selección. Los resultados obtenidos sugieren que el sesgo de atenuación que genera el error de medición es de mayor tamaño que los sesgos de selección y de omisión de la capacidad. Por tanto, se confirma que la sobreeducación tiene un impacto negativo y significativo en los salarios de los universitarios. Por su parte los resultados del estudio del desajuste de habilidades indican que la sobreeducación en los hombres se explica por la “teoría de la heterogeneidad en las habilidades” mientras que en las mujeres por la “teoría de la asignación del empleo”. La principal recomendación es que los poderes públicos deberían elaborar y difundir información independiente sobre los rendimientos de la enseñanza universitaria en España para ayudar a los jóvenes en la toma de decisiones acerca de sus inversiones educativas.

Clasificación JEL: I21 J24 J31

Palabras clave: desajuste educativo, desajuste de habilidades, sobreeducación, salarios.

AGRADECIMIENTOS: Inaki Iriondo desea mostrar su agradecimiento a la Fundación Ramon Areces que ha financiado la estancia de investigación en la Graduate School of Economics y Finance de la Queen Mary University of London, gracias a la cual se ha llevado a cabo este trabajo. También deseamos mostrar nuestro reconocimiento al Instituto de Estudios Fiscales que financió en 2008 el proyecto de investigación con el que se puso en marcha la Encuesta de Inserción Laboral. Los errores que permanecen en el artículo son de nuestra exclusiva responsabilidad.

1. Introducción

España es uno de los países occidentales en los que la incidencia de la sobreeducación entre los universitarios es más elevada. Según la OCDE¹ en 2007 la proporción de titulados superiores de 25 a 29 años que desempeña un trabajo de baja cualificación en su primer empleo era del 23% en la OCDE y del 44% en España. En este trabajo se analiza la información de una encuesta de inserción laboral de graduados de la Universidad Complutense de Madrid, llevada a cabo entre finales de 2007 y la primera mitad de 2008, periodo en el que las tasas de desempleo de los universitarios en España estaban en niveles históricamente bajos. El análisis de la encuesta revela que la sobreeducación se reduce en los primeros años desde la entrada en el mercado de trabajo, aunque sigue afectando seis años después de terminar sus estudios al 25% de los graduados, variando su incidencia por campos de estudio desde el 13% en Ciencias de la Salud ó Económicas y Empresariales hasta el 38% en Humanidades.

El objetivo de este trabajo es analizar el efecto de la sobreeducación en los salarios de los graduados universitarios. Gran parte de la literatura empírica sobre la materia ha empleado datos de corte transversal y han sido criticada por no tener en cuenta el sesgo por omisión de la capacidad (Leuven y Oosterbeck, 2011). En este trabajo se va a corregir el problema anterior utilizando el estimador de efectos fijos individuales. Los estudios que han tenido en cuenta el problema de la omisión de la capacidad son escasos en la literatura internacional y sus resultados no son concluyentes. En el caso particular de España, hasta donde llega nuestro conocimiento, no se han publicado estudios que estimadores de efectos fijos en el estudio del impacto de la sobreeducación en los salarios. Adicionalmente, otros problemas que se van a tratar de controlar en la estimación de las ecuaciones salariales son el sesgo que eventualmente genera la medición con error de la sobreeducación y el sesgo de selección.

En la literatura de la sobreeducación es bastante frecuente el uso de estudios de inserción laboral. Una de las ventajas de utilizar este tipo de información es que está menos afectada por el sesgo de heterogeneidad inobservable. Por ejemplo, en las encuestas con microdatos a escala europea es habitual que se agrupen en una misma categoría educativa a los graduados de enseñanza terciaria, donde se incluyen desde los estudios de formación profesional superior hasta el doctorado. En nuestra encuesta se va a investigar a los titulados de una misma institución universitaria, que han cursado estudios de la misma duración teórica y que se insertan en el mercado de trabajo en el mismo curso académico. Otra ventaja adicional de nuestros datos es que el periodo toma como referencia coincide con la reciente etapa de expansión y por tanto, prevemos que la incidencia de la sobreeducación se sitúe en niveles mínimos, dado su comportamiento procíclico.

Los resultados obtenidos sugieren que el sesgo de atenuación que genera el error de medición es de mayor tamaño que los sesgos de selección y de omisión de la capacidad. Por tanto, se confirma que la sobreeducación representa un despilfarro de recursos públicos y privados. Por otra parte se ha estudiado la relación entre desajuste educativo y de habilidades, y su efecto en los salarios, para tratar de discriminar entre la “teoría de la asignación del empleo” (Sattinger, 1993) y la “teoría de la heterogeneidad de las habilidades” (Green y McIntosh, 2007). A diferencia de lo encontrado en otros trabajos empíricos en los que se tiende a rechazar la teoría de la asignación, nuestros resultados sugieren un patrón diferenciado por sexos, confirmándose la heterogeneidad de habilidades en la muestra de hombres, y la teoría de la asignación en la muestra de mujeres.

El resto del artículo se organiza de la forma siguiente: en el apartado 2 se presenta una revisión de la literatura sobre la materia. En el apartado 3 se describe la información estadística utilizada. En el 4 se introducen los estimadores con los que se analiza la asociación entre sobreeducación y salarios. En el apartado 5 se muestran los resultados de las estimaciones. Finalmente, el apartado 7 concluye.

2. Revisión de la literatura

Existe una amplia literatura empírica que analiza el impacto del desajuste educativo en los salarios tomando como referencia el trabajo seminal de Duncan y Hoffman (1981). La mayor parte de los trabajos concluye que los trabajadores sobreeducados sufren una penalización en sus salarios, por lo que el desajuste educativo representa un coste para el individuo y un despilfarro de recursos para la economía en su conjunto. Para una revisión exhaustiva del tema, se recomienda la lectura de Leuven y Oosterbeck (2011), McGuinness (2006) y Hartog (2000). Gran parte de estos trabajos han utilizado datos de corte transversal y han sido criticados por no tener en cuenta los problemas de la omisión de la capacidad y del error de medición del desajuste educativo, por lo que los resultados pueden estar

¹ Véase OCDE (2010).

sesgados (Chevalier, 2003). Los escasos estudios que han utilizado la estimación por efectos fijos individuales como estrategia de identificación para controlar el problema de la omisión de la capacidad, obtienen unos resultados que no son concluyentes. Por ejemplo, Bauer (2002), Frenette (2004) y Tsai (2011) concluyen que la penalización salarial que se encuentra en la estimación por MCO, se reduce o desaparece cuando estiman el modelo de efectos fijos. En cambio, Dolton y Silles (2008), Korpi y Tahlil (2009), Verhaest y Omey (2012) e Iriondo y Pérez-Amaral (2013), concluyen que los resultados de las estimaciones no cambian sustancialmente cuando se controlan las diferencias de capacidad, o bien encuentran que el sesgo por omisión de variables relevantes es inferior al sesgo de signo contrario que ocasiona el error de medición.

Un elemento clave en la literatura del desajuste educativo es determinar si la sobreeducación es un problema temporal o permanente. Algunos autores consideran que el desajuste educativo se genera como consecuencia de la existencia de información imperfecta (Hartog, 2000). Otros analizan la cuestión en el marco del modelo de las carreras profesionales e investigan si los trabajadores sobreeducados tienen una mayor probabilidad de ser promocionados a un puesto de superior categoría (Sicherman y Galor, 1990; Alba-Ramírez, A. y Blázquez, M., 2002). La reducción del desajuste educativo en los primeros años de transición de los universitarios al mercado de trabajo, en los que la movilidad interna y externa es elevada, ha llevado a algunos autores a afirmar que la sobreeducación es un fenómeno temporal (Sicherman, 1991; Alba, 1993). En la misma línea se ha argumentado que los recién graduados tienen una inferior dotación de otras características no observables del capital humano, que se compensa a medida que los titulados acumulan experiencia en el mercado de trabajo. Sin embargo, la evidencia empírica aportada por otros autores les lleva a concluir que para una parte importante de los graduados el desajuste educativo tiene un carácter persistente (García-Serrano y Malo, 1996; Battu et al, 1999; Dolton y Vignoles, 2000; Rubb, 2003; Frenette, 2004).

La literatura del desajuste educativo se asienta sobre el debate del papel que desempeñan los factores de oferta y de demanda en la determinación de los salarios. Desde la perspectiva de la teoría del capital humano (Becker, 1964), los salarios dependen fundamentalmente de la dotación de conocimientos y habilidades de cada individuo, que determinan su productividad y remuneración. En el caso de que la oferta de trabajo cualificado crezca más rápidamente que la demanda, los salarios relativos de los graduados universitarios tenderán a caer, sin que ello deba tener efecto alguno en el grado de utilización de sus capacidades (Green et al., 1999). En la práctica, la evidencia empírica muestra que los rendimientos de la educación superior se han mantenido crecientes o estables en las economías desarrolladas (Machin, 2003; Walker y Zhu, 2008; Iriondo y Pérez-Amaral, 2013) por lo que la demanda de trabajo cualificado ha debido de crecer en un contexto de expansión de la oferta de graduados².

Sin embargo, el caso español constituye una excepción al patrón general que se observa en las economías occidentales. Por ejemplo, Budría y Moro-Egido (2008) encuentran una caída en los rendimientos de la educación superior en España entre 1994 y 2001, especialmente en el caso de los varones. Igualmente, Murillo, Rahona-López, y Salinas-Jiménez (2012) observan entre 1995 y 2006 un descenso en los rendimientos de la educación adquirida por los individuos y de la educación requerida por los empleos. Además, la penalización salarial que sufren los trabajadores sobreeducados tiende a crecer en esos años. Finalmente Felgueroso, F., Hidalgo, M. y Jiménez-Martín, S. (2010) concluyen que la caída de los rendimientos de la educación superior en España se explica en parte por el aumento del desajuste educativo y por la caída salarial de los graduados que trabajan en puestos acordes con su formación.

En el otro lado del debate están los autores que consideran que los factores por el lado de la demanda juegan un papel importante en el funcionamiento del mercado de trabajo, como se defiende en el “modelo de competencia por los puestos de trabajo” (Thurow, 1976) y en la “teoría de la asignación” (Sattinger, 1993). Thurow sostiene que la productividad y los salarios no dependen de las características del individuo sino de las del puesto de trabajo que ocupan. Los trabajadores no compiten en salarios sino por el acceso a los empleos. En el caso de que la oferta de graduados universitarios sea superior a las vacantes de empleos cualificados, una parte de estos individuos se verá obligada a aceptar trabajos de inferior cualificación, percibiendo los salarios habitualmente pagados en esos empleos. De forma paralela, Sattinger plantea que los trabajadores son asignados a los empleos en función de sus capacidades, los más competentes se colocan en los puestos más complejos, y los menos competentes en los puestos más sencillos. En el caso de que un universitario esté ocupado en un puesto de inferior cualificación el

² No obstante, también se ha observado que la dispersión salarial dentro de los titulados universitarios ha aumentado desde mediados de los noventa (Martin y Pereira, 2004; Lemieux, 2006), fenómeno que algunos autores atribuyen, entre otros factores, al crecimiento de la sobreeducación (Green y Zhu, 2010).

puesto de trabajo impondrá una restricción en la productividad que el trabajador puede alcanzar (Allen y De Weert, 2007). En definitiva, los graduados sobreeducados no pueden utilizar completamente los conocimientos y habilidades adquiridos en la universidad, y por esa razón son menos productivos y perciben salarios más bajos que quienes tienen un empleo acorde con su nivel de estudios.

La “teoría de la heterogeneidad en las habilidades” (Green y McIntosh, 2007) parte de la base de que los factores de demanda son relevantes para comprender el fenómeno del desajuste educativo, aunque pone en cuestión la asociación entre desajuste educativo y de habilidades. La teoría sostiene que entre personas con un mismo nivel de estudios hay una gran heterogeneidad con relación a la capacidad y dotación de habilidades. En este sentido se argumenta que la sobreeducación es “aparente” si los individuos que ocupan puestos de menor cualificación están en la cola inferior de la distribución de la capacidad, es decir si los sobreeducados son “o bien menos capaces o tienen menos habilidades valoradas en el mercado” (Di Pietro y Peter Urwin, 2006). A favor de esta hipótesis, Green, McIntosh, y Vignoles (1999) encuentran que la sobreeducación es inferior entre las personas que obtuvieron mejores resultados en un test de matemáticas cuando tenían 16 años. En otros casos la heterogeneidad se explica porque algunos graduados han adquirido “el tipo equivocado de capital humano”, es decir, cualificaciones menos demandadas en el mercado de trabajo. La clave está, por tanto, en determinar si los graduados que están en puestos inferiores son menos productivos que los que están en un puesto acorde con su nivel de estudios, “no porque el puesto imponga limitaciones a su productividad, sino porque de partida tienen una menor dotación de capital humano” (Allen y van der Velden, 2001).

El procedimiento que habitualmente se ha empleado para discriminar entre la “teoría de la asignación” y la “teoría de la heterogeneidad de las habilidades” consiste en estimar una ecuación de salarios en la que se introducen como variables explicativas el desajuste educativo y el desajuste de habilidades. Si el coeficiente de la sobreeducación se reduce notablemente al introducir la variable que mide el desajuste de las habilidades, la teoría de la asignación ofrecerá una explicación verosímil del problema. En cambio, si el impacto sobre la penalización de los salarios de los sobreeducados no cambia, se rechazará la hipótesis de la asignación (Di Pietro y Urwin, 2006).

La mayor parte de los trabajos empíricos que han tratado de contrastar las hipótesis anteriores concluyen que el desajuste de habilidades explican solo una pequeña parte de los efectos del desajuste educativo en los salarios. Por ejemplo, Allen y van der Velden (2001) estiman inicialmente una ecuación de salarios en la que obtienen el efecto habitual de penalización en los salarios, mayor en el desajuste educativo que en el de habilidades. Cuando las dos variables entran simultáneamente en el modelo, el efecto del desajuste de habilidades se reduce a la mitad, por lo que concluyen que la evidencia empírica aportada es inconsistente con la teoría de la asignación. Los autores consideran que el desajuste educativo es aparente y se explica por diferencias de capacidad no observables. Por su parte, Di Pietro y Urwin (2006) obtienen un coeficiente negativo y significativo pero pequeño (-5.9%) en la variable sobreeducación, aunque superior al de la variable desajuste de habilidades (-3.9%). Cuando combinan ambas variables en la ecuación salarial obtienen la misma caída absoluta (-1.2 pp) aunque en términos relativos es mayor en el desajuste de habilidades que en el educativo, lo que interpretan a favor del teoría de la heterogeneidad de las habilidades. Igualmente, Green y McIntosh (2007) observan que el coeficiente de la sobreeducación cae al controlar la variable desajuste de habilidades, aunque la caída no es estadísticamente significativa, por lo que la razón de la penalización en los salarios tiene que ser otra distinta al no uso o despilfarro de habilidades. En la misma línea, Allen y De Weert (2007) concluyen que al contrario de lo que predice la teoría de la asignación, el desajuste educativo no es una condición necesaria ni suficiente para el desajuste de habilidades. Muchos de los graduados que trabajaban en otro campo de estudios afirman que utilizan muchos sus habilidades y conocimientos y, además, sólo una pequeña parte del efecto negativo de la sobreeducación en los salarios se explica por el desajuste de habilidades. Por último, Green y Zhu (2010) obtienen que el no uso de las habilidades presenta una penalización en los salarios, significativa en las mujeres pero no en los hombres (en 2006), mientras que McGuinness y Sloane (2011) encuentran una penalización de los salarios muy clara en la sobreeducación y del desajuste de habilidades solo para los hombres.

Para finalizar, señalar que otra cuestión que ha centrado la atención en la literatura de la sobreeducación es el estudio de los efectos del desajuste horizontal en los salarios. Nordin, Persson, y Rooth (2010) comprueban que la mayor parte de los graduados en Biología, Matemáticas, Físicas, Ingeniería, Historia, Periodismo, Humanidades, entre otras titulaciones, están débilmente emparejados o desajustados. Los autores señalan que el desajuste horizontal puede ser involuntario, en la medida en que las vacantes disponibles en tu propio campo de estudios se hayan agotado, o puede ser voluntario, fruto de un mejor conocimiento de los atributos pecuniarios o no pecuniarios asociados a algunos empleos fuera de tu área de estudios. En la estimación del modelo obtienen un

impacto negativo del desajuste horizontal en los salarios, especialmente elevado en el caso de los hombres (20%) en comparación con las mujeres (12%). En cambio, Budría y Moro-Egido (2008) en un trabajo empírico en el que analizan conjuntamente el impacto en los salarios del desajuste vertical y horizontal, encuentran que estar “sobreeducado” o “incorrectamente cualificado” no tiene un efecto significativo en los ingresos, a diferencia de la variable “sobreeducación fuerte” que muestra un coeficiente negativo y significativo, resultado que va en línea con lo obtenido por Chevalier (2003).

3.- La Encuesta de Inserción Laboral de la Universidad Complutense de Madrid

La Encuesta de Inserción Laboral (EIL) es el resultado de una investigación³ que se ha llevado a cabo en 2008 en la Universidad Complutense de Madrid (UCM), la universidad presencial con mayor número de estudiantes de España. La encuesta recoge información de una muestra de 919 graduados de 18 titulaciones de ciclo largo que terminaron sus estudios en el curso académico 2001-2002. Antes de la implantación del EEES, los estudios de ciclo largo tenían una duración teórica de 5 años, con la excepción de la carrera de Medicina que duraba 6 años. Como es habitual en este tipo de estudios, el objetivo de la encuesta es hacer un seguimiento de la situación laboral de los graduados en su primer empleo significativo después de terminar los estudios en comparación con el que tienen seis años después. El trabajo de campo se realizó durante nueve meses, desde finales de 2007 hasta julio de 2008, justo antes del desencadenamiento de la crisis que ha tenido un severo impacto en el mercado de trabajo español. Según la Encuesta de Población Activa (INE), la tasa de desempleo de los graduados universitarios de 25 a 34 años en España tiende a disminuir en el periodo de crecimiento, hasta situarse por debajo del 8% entre el cuarto trimestre de 2007 y el segundo trimestre de 2008, periodo en que se llevó a cabo el trabajo de campo (véase Gráfico 1). A partir de entonces la tasa de paro subió de forma continua hasta situarse por encima del 16% en el cuarto trimestre de 2011.

[Gráfico 1, por aquí]

La población de referencia del estudio es la de los alumnos de la UCM que terminan sus estudios de licenciatura en las titulaciones que tenían al menos 200 graduados en el curso académico 2001/2002. De esta forma, aplicando los márgenes de error e intervalos de confianza habituales, se garantizaba un tamaño muestral mínimo de 30 individuos por titulación. Estas carreras representan, en su conjunto, el 78% de los alumnos de licenciatura que se graduaron en la UCM en ese año (6,602 individuos del total de 8,424 licenciados). El tamaño muestral se fijó en 919 individuos, de acuerdo con un error de muestreo del 3% y el nivel de confianza habitual (95.5%). La selección de los individuos se realizó por muestreo aleatorio estratificado por sexos y titulaciones, estableciendo un listado de reservas dentro de cada estrato para reemplazar a las personas que no fueran localizables o no desearan participar en el estudio. En el Cuadro 1 se presenta un resumen de los estadísticos descriptivos de las principales variables utilizadas.

[Cuadro 1, por aquí]

El periodo que estamos analizando coincide con una etapa de fuerte crecimiento económico e intensa creación de empleo en España. Según la Encuesta de Población Activa (INE), el nivel de empleo de las personas con estudios universitarios en España aumentó desde 1.8 millones en 1994 hasta 4.5 millones en 2008. Aunque la mayor parte de estos graduados encontraron un empleo acorde con su formación, la proporción de universitarios que trabajaban en empleos de administrativos o de nivel inferior (ISCO 4 a 9) fue creciendo durante estos años desde el 18.5% hasta el 21.6%. Una tendencia similar se registra en el caso británico por parte de Green y Zhu (2010), que observan que la sobreeducación entre los hombres aumenta del 21,7% al 33,2% entre 1992 y 2006, y entre las mujeres del 23.8% al 32.1%. Además, según los autores, el crecimiento de la sobreeducación se explica básicamente por el aumento de la sobreeducación formal, ya que los “sobreeducados reales” representan menos del 10% de los graduados. En el caso de nuestra muestra, en el año 2008 el 22% de los graduados trabajaban en puestos de baja cualificación (administrativos o inferior) seis años después de terminar sus estudios. En cualquier caso, se debe tener en cuenta que la información que hemos utilizado no es representativa de la población universitaria en España.

El uso de información de graduados de una misma promoción es bastante habitual en la literatura (ver, por ejemplo, Chevalier, 2003; Dolton y Vignoles, 2000; McGuinness y Sloane, 2011). De hecho algunos autores indican que este tipo de información está menos afectada por el sesgo de heterogeneidad inobservable en la medida en que los individuos tienen un nivel educativo uniforme y una experiencia laboral similar (McGuinness y Bennett, 2007). Otros

³ Los principales resultados del estudio se recogen en Iriondo et al. (2009).

autores advierten de que este tipo de encuestas pueden estar sesgadas si los graduados que tienen más movilidad no son entrevistados al no dejar otras direcciones de contacto (Dolton y Vignoles, 2000). En este sentido se debe tener en cuenta que un rasgo que caracteriza el sistema universitario español es la escasa movilidad interna de los estudiantes, especialmente desde que a mediados de los ochentas se expande el sistema universitario público en todas las regiones. En el caso de nuestra encuesta el 83% de los estudiantes residían en la provincia de Madrid antes de comenzar sus estudios. La mayor parte de los estudiantes vivían con sus padres cuando estudiaban en la universidad, e incluso, cuando procedían de otras regiones, la dirección que constaba en los registros de la universidad era el domicilio familiar, motivo por el cual se pudo realizar un seguimiento de los graduados que vivían en el extranjero o se habían desplazado a otra región.

La variable de ingresos con la que se ha trabajado es el logaritmo del valor medio del intervalo de los salarios mensuales después de impuestos, deflactados a precios de 2008. Por su parte, la variable utilizada para medir el desajuste educativo es un indicador subjetivo construido a partir de la siguiente pregunta de cuestionario: *“El nivel educativo que exigía su puesto de trabajo era: 1) superior al nivel que usted tenía; 2) adecuado al nivel que usted tenía; y 3) inferior al nivel que usted tenía”*. A partir de esta información se ha creado la variable sobreeducación que toma valor 1 si el graduado elige la opción 3 de la pregunta anterior, y 0 si elige cualquiera de las otras dos. Los indicadores subjetivos han sido utilizados de forma frecuente en la literatura de la sobreeducación. Por ejemplo, Di Pietro y Urwin (2006) concluyen que sus resultados *“confirman la idea de que las percepciones del propio empleado acerca de los requerimientos educativos de un empleo son indicadores fiables de la naturaleza real del puesto de trabajo”*. No obstante, el indicador no está exento de problemas, entre los cuales habría que señalar que la valoración subjetiva sobre los requerimientos educativos de los empleos puede variar entre individuos.

La incidencia del desajuste educativo se reduce notablemente a medida que pasa el tiempo desde la transición de la universidad al mercado de trabajo. Como se observa en la Cuadro 2, la sobreeducación se sitúa en el 39.7% de media en el primer empleo y disminuye hasta el 24.9% seis años después de terminar los estudios. Por otro lado, existe una gran dispersión de resultados en la incidencia del desajuste educativo por campos de estudio⁴. Por ejemplo, seis años después de terminar los estudios, la incidencia de la sobreeducación es inferior al 15.0% en Ciencias de la Salud y Biología y Economía y Empresa, mientras que en Otras Ciencias Sociales se sitúa en el 28.5%, hasta alcanzar el nivel máximo en Humanidades con el 37.6% de los graduados. Por otra parte, la percepción subjetiva de la sobreeducación es mayor entre los hombres que entre las mujeres, tanto en el primer empleo como en el empleo actual, con la excepción del área de Otras Ciencias Sociales.

[Cuadro 2, por aquí]

La incidencia de la sobreeducación por campos de estudio presenta un patrón similar a los resultados existentes en la literatura. Por ejemplo, en el caso del Reino Unido, Dolton y Vignoles (2000) encuentran que los graduados en Ciencias Sociales y en Filología y Bellas Artes tienen una mayor probabilidad de estar sobreeducados que los de Ciencias e Ingenierías. Por su parte, Frenette (2004) observa que en Canadá la incidencia de la sobreeducación es mayor en Bellas Artes, Humanidades, Ciencias Sociales y Ciencias Biológicas y Agrarias, e inferior en Ciencias de la Educación, Ingeniería, Informática, Derecho y Medicina. Como excepción habría que citar a Green & McInstosh (2007) que tomando como referencia los estudios de *“Administración y Dirección de Empresas”* encuentran, por ejemplo, que los graduados de Bellas Artes y Filología muestran una menor probabilidad de estar sobreeducados. Con relación al caso español, García Montalvo (2009) encuentra que en promedio el 27.7% de los graduados están sobrecualificados en su último empleo, aunque la incidencia del desajuste es elevada en el caso de Humanidades (46.0%) y Ciencias Sociales (34.5%), muy por encima de lo que se observa en las carreras Técnicas (15.0%) y en Ciencias de la Salud (10.0%).

En la Cuadro 3 se representan la matriz de transición por campos de estudio. La gran mayoría (91.1%) de los graduados que no estaban sobreeducados en su primer empleo se mantienen en la misma situación en el empleo actual. A su vez para la mitad (50.2%) de los individuos que estaban sobreeducados en su primer empleo, el desajuste educativo es un problema temporal ya que seis años después manifiestan desempeñar un empleo acorde

⁴ Para facilitar el examen de la información por titulaciones, éstas se han agrupado en cuatro grandes campos de estudio: 1) Humanidades (Bellas Artes, Filología Hispánica, Filología Inglesa, Historia, Historia del Arte y Pedagogía); 2) Ciencias de la Salud y Biología (Medicina, Farmacia, Psicología y Biología); 3) Económicas y Empresariales; 4) Otras Ciencias Sociales (Derecho, Periodismo, Comunicación Audiovisual, Publicidad y Relaciones Públicas, Sociología y Políticas). El peso relativo de cada campo de estudio en el conjunto de la muestra es 25.5%, 21.9%, 14.5% y 38.2% respectivamente.

con su nivel de estudios. Sin embargo, para la otra mitad (49.8%) la sobreeducación puede ser un problema permanente. Además, el grado de persistencia es mayor en aquellos campos de estudio en los que la incidencia de la sobreeducación en el primer empleo era más elevada, es decir, Humanidades (48.9%) y Otras Ciencias Sociales (44.0%). Así, el 59.2% de los graduados sobreeducados en el primer empleo en el área de Humanidades sigue en la misma situación seis años después de terminar sus estudios, al igual que el 53.0% de sus homónimos en Otras Ciencias Sociales. En cambio el desajuste educativo tiene un carácter permanente para solo el 25.6% de los graduados en Economía y Empresa y el 43.2% en Ciencias de la Salud y Biología.

[Cuadro 3, por aquí]

La persistencia de la sobreeducación es notablemente más baja en nuestro estudio que la que se registra en otros países, resultado que se explica por el notable crecimiento del empleo que experimenta la economía española hasta 2008. Por ejemplo, Dolton y Vignoles (2000) con relación al Reino Unido encuentran que 2/3 de los graduados sobreeducados en su primer empleo seguían sobreeducados seis años después. Por su parte, Frenette (2004) observa que 3/4 de los sobreeducados en el primer empleo siguen en la misma situación 3 años después. Con relación al caso español, García-Montalvo (2009) encuentra que el 68% de los jóvenes que están sobrecualificados en el primer empleo, se mantienen en la misma situación en el empleo actual. No obstante, a diferencia de nuestro trabajo, el marco de referencia de la encuesta analizada por García-Montalvo es de sólo tres años desde la finalización de los estudios. Además, su población de referencia es más amplia e investiga a los graduados de todo el país que hayan cursado estudios universitarios de 3 años (diplomatura) y 5 años (licenciatura) de duración teórica.

4. Marco econométrico

El objetivo de este apartado es presentar los estimadores con los que se va a estudiar la asociación existente entre la sobreeducación y los salarios. Como se ha comentado anteriormente, el estimador de mínimos cuadrados ordinarios es inconsistente si el modelo omite una variable relevante, como la capacidad, que prevemos pueda estar correlacionada con la sobreeducación. Un procedimiento habitual para corregir la endogeneidad es mediante la estimación con datos de panel introduciendo en la ecuación salarial efectos fijos individuales (Leuven y Oosterbeek, 2011). Supongamos que deseamos estimar la siguiente ecuación salarial:

$$w_{it} = \mu + \beta \text{over}_{it} + X_{kit} \gamma_k + \delta \text{ability}_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde $\varepsilon_{it} \sim \text{iid} (0, \sigma_\varepsilon^2)$, w_{it} es el logaritmo de los salarios del graduado "i" in el periodo "t", over_{it} es una variable dicotómica que toma valor 1 si el individuo esta sobreeducado y 0 si no está sobreeducado, X_{kit} es un vector que contiene otras "k" variables explicativas y, por último, ability_i que representa la capacidad individual. Los coeficientes a estimar en la ecuación son: β , que representa la penalización salarial ($\beta < 0$) que sufre el universitario sobreeducado, δ mide el impacto de la capacidad en los salarios ($\delta > 0$), γ_k , que representa los coeficientes del resto de los controles y, finalmente, μ que es la constante.

Como la capacidad individual habitualmente no se puede observar, la variable entra a formar parte del término de error. Dado que la sobreeducación puede estar correlacionada con la capacidad, la $\text{Cov}(\text{over}, \varepsilon^*) \neq 0$ y, por tanto, la estimación por MCO será sesgada como se refleja en la siguiente expresión:

$$E(\beta^*) = \beta + \delta \frac{\text{Cov}(\text{over}, \text{ability})}{\text{Var}(\text{over})} \quad (2)$$

En la medida en que la sobreeducación está correlacionada negativamente con la capacidad y la capacidad positivamente con los ingresos, la estimación del efecto de la sobreeducación en los salarios estará sesgada al alza. La estrategia de identificación que habitualmente se emplea para corregir el problema de la omisión de la capacidad, es mediante la estimación en desviaciones respecto de la media de cada individuo a lo largo del tiempo, siguiendo la siguiente expresión:

$$(w_{it} - \bar{w}_i) = \beta (\text{over}_{it} - \overline{\text{over}}_i) + (X_{kit} - \bar{X}_{ki})\gamma_k + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (3)$$

Las variables que no cambian a lo largo del tiempo, como la capacidad y otras variables explicativas que son fijas para cada graduado (como el sexo o el campo de estudio), desaparecen del modelo en diferencias.

Una segunda fuente de endogeneidad en la estimación del efecto del desajuste educativo en los salarios es la medición con error de la sobreeducación. En el caso de que la variable sobreeducación se observe con un error de medida (v_{it}), es decir, $over_{it}^* = over_{it} + v_{it}$ y el error de medida no esté sistemáticamente relacionado con las variables del modelo (error de medición “clásico”), los estimadores de MCO de los parámetros serán inconsistentes ya que $Cov(over_{it}^*, \varepsilon_{it}^*) = -\beta \sigma_v^2 \neq 0$. Como se muestra en la siguiente expresión, el coeficiente estimado del parámetro está sesgado hacia cero (“sesgo de atenuación”):

$$p \lim(b) = \frac{\beta}{1 + \frac{\sigma_v^2}{Var(over)}} \quad (4)$$

En presencia de error de medición, el procedimiento habitualmente empleado en la literatura (por ejemplo, Dolton y Silles, 2008) para obtener estimadores consistentes de los parámetros es estimando con variables instrumentales. Para ello se debe encontrar una variable (“instrumento”) altamente correlacionada con la variable explicativa endógena (relevancia), pero no correlacionada con el término de error (validez del instrumento). Intuitivamente, la estimación por variables instrumentales emplea la parte de la información contenida en la variable endógena que no está correlacionada con el término de error. En la elección del instrumento para resolver el problema del error de medición se puede utilizar una segunda medida de la variable endógena, adoptando el supuesto de que los errores de medida de las dos variables no están correlacionados (Wooldridge, 2009). Siguiendo el enfoque anterior, en este trabajo se va a instrumentar el indicador subjetivo de la sobreeducación con otro indicador (“objetivo”) construido a partir de la variable ocupación desempeñada por el graduado, que toma valor 0 en el caso de que la ocupación sea “dirección de empresas”, “técnicos y profesionales” y “técnicos y profesionales de apoyo” y que toma a valor 1 en el resto de categorías (desde “administrativos” hasta “trabajadores manuales”).

Por último, otro problema que se va a estudiar en la estimación del efecto de la sobreeducación en los salarios es la existencia de sesgo de selección. El problema de la selección surge cuando no observamos los salarios de todos los graduados sino los de aquellos individuos que tienen un empleo, y los errores de nuestra ecuación de interés y de la ecuación de selección –la que determina si el salario del graduado es observado– están correlacionados ($\rho \neq 0$).

Supongamos que la ecuación salarial que deseamos estimar es la siguiente:

$$w_{it} = \beta_0 + \beta_1 over_{it} + X_{kit} \beta_k + \varepsilon_{1it} \quad (5)$$

Pero los salarios del graduado “i” en el periodo “t” se observan de acuerdo con la siguiente ecuación de selección:

$$\gamma_0 + \gamma_1 female_i + \gamma_2 children_{it} + \gamma_3 married_{it} + \gamma_4 age_{it} + \varepsilon_{2it} > 0 \quad (6)$$

donde:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{1it} &\sim N(0, \sigma) \\ \varepsilon_{2it} &\sim N(0, 1) \\ \text{corr}(\varepsilon_{1it}, \varepsilon_{2it}) &= \rho \end{aligned} \quad (7)$$

En presencia de sesgo de selección, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios está sesgada y es inconsistente. El modelo de selección de Heckman proporciona un estimador consistente de los parámetros de la ecuación salarial (5), para lo cual se debe introducir como variable explicativa adicional la “Inversa de la Ratio de Mills” (λ_{it}). La Inversa de la Ratio de Mills es el cociente de la función de densidad de probabilidad ($\phi(\cdot)$) entre la función de distribución acumulada ($\Phi(\cdot)$):

$$\lambda_{it} = \frac{\phi(\gamma_0 + \gamma_1 female_i + \gamma_2 children_{it} + \gamma_3 married_{it} + \gamma_4 age_{it})}{\Phi(\gamma_0 + \gamma_1 female_i + \gamma_2 children_{it} + \gamma_3 married_{it} + \gamma_4 age_{it})} \quad (8)$$

Para obtener estimadores consistentes de los parámetros de la ecuación salarial (5), simplemente se debe proceder a la estimación por MCO de la siguiente ecuación:

$$w_{it} = \beta_0 + \beta_1 over_{it} + X_{kit} \beta_k + \beta_\lambda \hat{\lambda}_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (9)$$

El coeficiente β_λ de la nueva variable explicativa es igual al producto de la correlación entre los errores de las dos ecuaciones (ρ) y el error estándar del residuo en la ecuación de interés (σ).

5. Resultados

5.1. Efecto de la sobreeducación en los salarios

La Cuadro 4 recoge los resultados de las estimaciones del impacto de la sobreeducación en los salarios empleando toda la muestra. Para cada graduado se dispone de información de los salarios y las características del empleo en dos momentos del tiempo: inmediatamente después de terminar sus estudios (primer empleo) y seis años después (empleo actual). Nuestra variable de interés es el indicador subjetivo de la sobreeducación, aunque excepcionalmente en la Cuadro 4 se muestran también las estimaciones con el indicador objetivo, con el propósito de presentar un test de robustez de los resultados cuando se cambia la variable que mide el desajuste educativo. Para cada indicador se muestran los resultados de 5 estimadores distintos: (1) modelo conjunto MCO, (2) Heckman, (3) efectos fijos, (4) variables instrumentales y (5) el estimador de variables instrumentales por efectos fijos.

[Cuadro 4, por aquí]

En el panel izquierdo de la Cuadro 4 se muestran las estimaciones que emplean el indicador subjetivo de la sobreeducación. En todos los modelos la sobreeducación tiene un impacto negativo y significativo en los ingresos de los graduados. La penalización salarial de la sobreeducación en el modelo conjunto (columna 1) asciende a -0.162 puntos logarítmicos (-15.0%)⁵ y cuando se corrige el sesgo de selección (columna 2), el coeficiente desciende en menos de un punto porcentual. Por su parte, la estimación por efectos fijos trata de identificar el impacto de la sobreeducación en los salarios de aquellos individuos que cambian de empleo a lo largo del periodo analizado. La movilidad de los graduados en los primeros años de transición al mercado de trabajo es relativamente alta, si se tiene en cuenta que cada individuo ha tenido una media de 2,6 empleos desde que finalizó sus estudios. Además, el 25% de los graduados cambia de status con relación a la sobreeducación entre el primer empleo y el empleo actual, una variabilidad suficiente para estimar el efecto del desajuste educativo en los salarios. Pues bien, el coeficiente de la sobreeducación en el modelo de efectos fijos (columna 3) se sitúa en -0.153 puntos logarítmicos (-14.2%), de donde se deduce que el sesgo por omisión de la capacidad es relativamente pequeño. En cambio, la corrección del error de medición de la variable sobreeducación (columna 4) produce un aumento en más de 20 puntos porcentuales en el coeficiente. Por último, el efecto de la sobreeducación en los salarios empleando el estimador de variables instrumentales por efectos fijos (columna 5), modelo en el que se corrigen simultáneamente los sesgos del error de medición y de omisión de la capacidad, asciende a -0.268 puntos logarítmicos (23.5%).

En el panel derecho de la Cuadro 4 se recogen los resultados de las estimaciones con el indicador objetivo del desajuste educativo, que son coincidentes con lo que se ha descrito con relación al indicador subjetivo. Los salarios de los graduados sobreeducados son -0.158 puntos logarítmicos (-14.6%) inferiores al del resto de los universitarios según la estimación del modelo conjunto. Cuando se corrige el sesgo de selección el impacto en los salarios cae en un punto porcentual, y en 5.7 puntos porcentuales cuando se controla el sesgo por omisión de la capacidad. Sin embargo, la corrección del sesgo que genera el error de medición aumenta en 25.5 puntos porcentuales el tamaño del coeficiente. Por último, la penalización de los salarios que sufren los graduados sobreeducados empleando el estimador de variables instrumentales por efectos fijos asciende a -0.468 puntos logarítmicos (-37.4%).

En conclusión, los resultados sugieren que el sesgo de atenuación que genera el error de medición es un problema de mayor magnitud que los sesgos de selección y de omisión de la capacidad, a la hora de medir el impacto de la sobreeducación en los salarios de los universitarios en los primeros estadios de su vida laboral. A una conclusión similar se llega en Dolton & Silles (2008), Verhaest & Omeij (2012) e Iriondo & Perez-Amaral (2013). En cuanto al tamaño del coeficiente de la sobreeducación, los resultados se sitúan ligeramente por debajo de los obtenidos por Green & Zhu (2010) que en la ola de "2006 UK Skill Survey" obtienen una penalización del 33.2% en la muestra de hombres y de 36.5% en la muestra de mujeres, aunque por encima de los obtenidos por Di Pietro y Urwin (2006), donde la penalización salarial de la sobreeducación de los graduados italianos se sitúa en -5.9%.

⁵ Dado que la ecuación salarial es semi-logarítmica, el coeficiente de la variable dicotómica sobreeducación (β_1), se puede interpretar de la forma siguiente: $(e^{\beta_1} - 1) * 100$ es la diferencia porcentual de ingresos entre las personas sobreeducadas y las que no lo están, controlando el efecto de las demás variables independientes.

La estimación por efectos fijos puede estar sesgada en el caso de que los individuos inviertan en formación adicional entre el primer empleo significativo y el empleo actual (Leuven & Oosterbeck, 2011). En la muestra, cerca de la mitad de los graduados afirman haber realizado y finalizado algún tipo de formación de postgrado después de terminar la licenciatura. En concreto, el 13% de los graduados ha estudiado doctorado, el 21% ha realizado un master y el 15% ha cursado un título de experto, especialista u otro diploma de postgrado. Al objeto de controlar el impacto de la formación de postgrado en la estimación del efecto de la sobreeducación en los salarios, las ecuaciones salariales incluyen tres dummies relativas a los tres tipos de formación de postgrado identificados en la encuesta. Aunque los resultados no se muestran en la tabla, la introducción de estos controles supone una reducción de 0.3 y 1.1 puntos porcentuales en el tamaño del coeficiente que mide el impacto de la sobreeducación en los salarios con el indicador subjetivo y objetivo, respectivamente.

Se han llevado a cabo los pertinentes test para evaluar la conveniencia de utilizar cada uno de los estimadores propuestos. Con relación al sesgo de selección, la “Inversa de la Ratio de Mills” es significativa en las especificaciones (2) y (7), encontrándose además que los errores de la ecuación de selección y la ecuación de salarios están correlacionados⁶, por lo que se justifica la utilización del modelo de selección de Heckman. Con relación a la estimación de efectos fijos, se ha aplicado el test de Hausman que estudia la existencia de correlación entre los efectos individuales (α_i) y las variables explicativas (X_i). En el caso de que $E(\alpha_i|X_i) \neq 0$ el estimador de efectos fijos es consistente, al contrario de los estimadores del modelo conjunto y de efectos aleatorios. Pues bien, los resultados del test⁷ confirman la necesidad de utilizar el estimador de efectos fijos, que como es sabido es menos eficiente que los otros dos estimadores mencionados. Por último, con relación a la estimación con variables instrumentales se ha aplicado en primer lugar un test de endogeneidad que evalúa la hipótesis de que la variable sobreeducación, que sospechamos está medida con error, puede ser tratada en realidad como una variable exógena. Los resultados del test⁸ rechazan que la variable sea exógena, por lo que es necesario utilizar variables instrumentales. La relevancia de los instrumentos seleccionados se puede comprobar examinando las regresiones en la primera etapa, en las que se regresan las variables endógenas contra las variables instrumentales y las variables explicativas exógenas (ver Anexo). Los instrumentos presentan unos coeficientes elevados y significativos, como cabría esperar por la elevada correlación existente entre los indicadores subjetivo y objetivo de la sobreeducación ($\rho = 0.50$). Por otra parte, los tests F ⁹ son considerablemente más grandes que la referencia habitualmente utilizada de 10, por lo que no parece que los instrumentos seleccionados sean débiles. En cambio, la validez de la restricción de exclusión $E(Z'e) = 0$ no se puede comprobar directamente y la justificación de la elección como instrumento de una segunda medida de la variable medida con error se apoya en la opinión de los expertos (Nichols, 2007). Por otra parte, la aplicación de los test de sobreidentificación no es factible al tratarse de un modelo exactamente identificado, en el que se tiene el mismo número de variables endógenas e instrumentos. Señalar, por último, que se han reestimado los modelos de efectos fijos, de variables instrumentales y de variables instrumentales por efectos fijos incluyendo como variable explicativa adicional la inversa de la ratio de Mills, pero se ha optado por no incluir los resultados en la Tabla, al no registrarse ninguna variación relevante de los coeficientes de la variable de interés.

El comportamiento del resto de las variables explicativas es en general el esperado, aunque los efectos son mayoritariamente significativos y más estables en las variables relativas a las características de los empleos. Por ejemplo, trabajar “menos de 20 horas por semana” y “entre 20 y 35 horas” (en comparación con la categoría de “más de 35 horas”) tiene un impacto negativo en los salarios. Además los salarios son notablemente más altos para

⁶ El valor estimado de la correlación entre los errores asciende a $\hat{\rho} = 0.81$ en la especificación con la variable subjetiva de la sobreeducación. El test de razón de verosimilitud que estudia la independencia de las ecuaciones ($\chi^2 = 8.77$) permite rechazar al 1% de significación la hipótesis nula de que $\rho = 0$. De forma similar, cuando se utiliza el indicador objetivo de la sobreeducación, la correlación de los errores es $\hat{\rho} = 0.78$, rechazándose igualmente al 1% la hipótesis de independencia de las ecuaciones ($\chi^2 = 6.85$).

⁷ Utilizando la variable subjetiva de la sobreeducación, el test de Hausman ($\chi^2(30) = 53.66$) rechaza la hipótesis nula a un nivel de significación del 1%, de donde se concluye que hay correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas del modelo. A la misma conclusión se llega cuando se aplica el test de Hausman en la especificación que utiliza el indicador objetivo ($\chi^2(30) = 54.37$).

⁸ El valor del estadístico C es 20.25 en la especificación que emplea la variable subjetiva de la sobreeducación, test que bajo la hipótesis nula se distribuye como una $\chi^2(1)$. El p-valor asociado al estadístico es 0.0000, por lo que se rechaza que la sobreeducación pueda ser tratada como una variable exógena. A la misma conclusión se llega cuando se aplica el test de endogeneidad en el modelo con la variable objetiva, cuyo estadístico C asciende a 25.30.

⁹ En la especificación con la variable subjetiva $F(1,827)$ asciende a 167.56 (p-valor = 0.0000), mientras que con la variable objetiva $F(1,827)$ se sitúa en 166.07 (p-valor = 0.0000).

aquellos graduados que trabajan en el sector público, en empresas de gran tamaño, o cuya relación laboral es “indefinida” o “por cuenta propia” frente a la opción de la contratación temporal. Con relación a las características personales, la edad tiene un efecto positivo en los salarios. En cambio la antigüedad en el puesto de trabajo presenta un efecto negativo en las estimaciones de efectos fijos, lo que podría reflejar la mejora salarial que experimentan los graduados que en la actualidad tienen una nueva ocupación, pero que mantuvieron como primer empleo el que tenían durante sus estudios universitarios. Las variables proxy de la capacidad (nota de selectividad y media del expediente académico) en general no tienen un efecto significativo. Por otra parte, las mujeres tienden a ganar menos, aunque el efecto no es significativo en las estimaciones con el indicador objetivo de la sobreeducación. En cuanto a la formación de postgrado, quienes han estudiado un doctorado perciben un salario más bajo, salvo en los modelos de efectos fijos donde el efecto es de menor tamaño y no significativo, al contrario de lo que sucede con los estudios de máster, que presentan un efecto positivo y significativo solo con los estimadores de efectos fijos. En este sentido, se debe tener en cuenta que el destino más frecuente de los estudiantes de doctorado en España ha sido la enseñanza superior, y que seis años no es un plazo suficiente para captar el acceso a un puesto estable y bien remunerado en la universidad.

5.2. Penalización salarial de la sobreeducación por sexos, periodo y campos de estudio

Al objeto de caracterizar el patrón de la penalización salarial que experimentan los graduados sobreeducados, se ha replicado la estimación de las ecuaciones salariales en distintas submuestras: a) hombres y mujeres (véase la Cuadro 5), b) primer empleo versus empleo actual (Cuadro 6) y c) por campos de estudio clasificados según la incidencia de la sobreeducación (Cuadro 7). En todos los casos se ha empleado el indicador subjetivo de la sobreeducación y el patrón que dibujan los resultados es que la penalización salarial del desajuste educativo tiende a ser mayor cuanto mayor es la retribución media del colectivo o muestra analizado.

[Cuadro 5, por aquí]

Por ejemplo el coeficiente de la sobreeducación con el modelo conjunto es de -0.211 puntos logarítmicos en el caso de los hombres y de -0.139 en el caso de las mujeres. En cuanto al modelo de selección de Heckman, la lambda de Mills es significativa en la muestra de las mujeres y no en la de los hombres. Los resultados sugieren que existe una selección positiva, de forma que las mujeres de las que tenemos información sobre su empleo obtienen unos salarios más elevados que los que se obtendría con una selección aleatoria de graduadas con unas características similares. En cambio en el caso de los varones, los resultados sugieren que la participación en el mercado de trabajo resulta de una decisión aleatoria, por lo que podemos utilizar OLS para estimar la ecuación salarial. En cualquier caso, la estimación del modelo de selección tiene un efecto muy pequeño en nuestra variable de interés, que cae a -0.136 puntos logarítmicos en la muestra de mujeres. Por otro lado, cuando se utiliza el estimador de efectos fijos, la penalización de la sobreeducación es en el caso de los hombres dos veces la que se registra en las mujeres (-0.248 frente a -0.115), mientras que la estimación por variables instrumentales arroja unos parámetros similares por sexos, aunque notablemente más elevados (-0.401 en los hombres y -0.371 en las mujeres). Por último la estimación con variables instrumentales por efectos fijos es menos precisa, especialmente en el caso de los varones donde trabajamos con una muestra muy pequeña, lo que hace que el coeficiente de la sobreeducación no sea significativo en los hombres (-0.298) aunque sí en las mujeres (-0.236).

El impacto de la sobreeducación en los salarios tiende a ser pequeño en el primer empleo de los graduados y de mayor magnitud seis años después de terminar sus estudios. Por ejemplo, la estimación del modelo conjunto resulta en una penalización salarial de -0.094 puntos logarítmicos en el primer empleo que crece hasta -0.231 en el empleo actual. Los coeficientes no cambian en el modelo de selección de Heckman, en los que la lambda de Mills no es significativa. En cambio en la estimación por variables instrumentales, la penalización salarial aumenta a -0.292 puntos logarítmicos en el primer empleo y hasta -0.434 puntos logarítmicos en el empleo actual. En general los coeficientes del resto de las variables explicativas son pequeños en el primer empleo y de mayor magnitud en el empleo actual. Por ejemplo, los campos de estudio no tienen un efecto significativo en los salarios en el primer empleo, mientras que en el empleo actual graduados de humanidades ganan -0.234 puntos logarítmicos menos que los de económicas y empresariales, los de Ciencias de la Salud -0.140 y los de Otras Ciencias Sociales -0.141, empleando el modelo conjunto.

[Cuadro 6, por aquí]

Por último, se han agrupado los campos de estudio en dos grandes categorías: 1) campos en los que la incidencia de la sobreeducación es alta, que comprende las áreas de Humanidades y Otras Ciencias Sociales, y 2) campos en los que la incidencia de la sobreeducación es baja, que comprende las áreas de Económicas y Empresariales, más Ciencias de la Salud. Pues bien, con excepción del modelo conjunto y el modelo de selección de Heckman, la penalización del desajuste educativo tiende a ser al menos 10 puntos logarítmicos superior en los campos en los que la incidencia de la sobreeducación es inferior y los salarios tienden a ser más elevados (véase la Cuadro 7).

[Cuadro 7, por aquí]

5.3. Desajuste educativo y de habilidades

Como se ha señalado en la revisión de la literatura, diversos autores han estudiado la relación entre desajuste educativo y de habilidades para contrastar empíricamente dos explicaciones alternativas del problema: la “teoría de la asignación” y la “teoría de la heterogeneidad de las habilidades”. Al objeto de analizar el desajuste de habilidades, en este trabajo se ha utilizado la información procedente de la siguiente pregunta: “*Indique en qué grado utiliza, en su trabajo actual, los conocimientos y habilidades adquiridos durante sus estudios universitarios*”, cuyas opciones de respuesta van de 1 (nada) hasta 5 (mucho). Al igual que en otros estudios, la variable desajuste de habilidades mide si los graduados utilizan poco o nada los conocimientos y habilidades adquiridos en la universidad mediante una variable dicotómica que toma valor 1 si el graduado responde las opciones 1 ó 2, y 0 en el caso de que elija las opciones 3 a 5. La correlación entre sobreeducación y desajuste de habilidades es positiva y asciende a 0.39 ($p=0.0000$), cifra que se sitúa por encima de lo que se obtiene en otros trabajos (por ejemplo, 0.20 en Green y McIntosh, 2007).

Uno de los postulados básicos de la teoría de la asignación es que los graduados sobreeducados no utilizan los conocimientos y habilidades adquiridos en la universidad (Allen & van der Velden, 2001). En principio, los resultados de nuestra encuesta son consistentes con la hipótesis anterior, si se tiene en cuenta que el 70.4% de los graduados sobreeducados afirman no utilizar sus habilidades, mientras que el 73.4% de los no sobreeducados utilizan los conocimientos adquiridos en la universidad. Estas proporciones son similares a las que describen Di Pietro y Urwin (2006) con relación a Italia: el 70,5% de los graduados en puestos acordes con su educación afirman utilizar mucho o bastante los conocimientos adquiridos en la universidad, y en paralelo, el 77,9% de los que se sienten sobreeducados señalan que utilizan poco o nada los conocimientos adquiridos en la universidad.

Un resultado que llama la atención es que la proporción de graduados que utilizan poco o nada sus habilidades (37.5%) es muy superior a la proporción de graduados que se consideran sobreeducados (24.9%). En el trabajo de Di Pietro y Urwin (2006) obtienen unos porcentajes similares con relación a Italia: el 38.3% de los graduados no utilizan sus habilidades cuando apenas el 17% se definen sobreeducados. En cambio, en los países del norte de Europa las cifras se invierten. Por ejemplo, en Inglaterra, Green & Zhu (2010) afirman que mientras que el 33.2% de los graduados varones se define sobrecualificado, sólo el 15.4% se considera que no emplea sus habilidades. En el caso de las mujeres graduadas las proporciones son 32.1% y 12.7% respectivamente. Por su parte, Allen & van der Velden (2001) encuentran que en Holanda la proporción de graduados sobreeducados (33%) duplica el porcentaje de graduados que no utiliza sus habilidades (15%).

El examen de las dos primeras columnas de la Cuadro 8 revela que la discrepancia entre los dos indicadores se origina en los puestos de mayor cualificación (directivos, profesionales y técnicos) en los que la incidencia del desajuste de habilidades supera entre 10 y 20 puntos porcentuales la incidencia de la sobreeducación. De hecho, mientras que la mayoría de los graduados que no utilizan sus habilidades (61.1%) están en las categorías de directivos, profesionales y técnicos, la mayoría de los graduados sobreeducados (58.1%) están en los puestos de baja cualificación (administrativos o inferior). Visto desde otro punto de vista, el 20.0% de los graduados con empleo en la actualidad en España (y el 23.0% en Italia) afirman no utilizar sus habilidades y a la vez no se consideran sobreeducados.

[Cuadro 8, por aquí]

Di Pietro y Urwin (2006) explican este resultado por la escasa relación entre la formación universitaria y las tareas que desempeñan los graduados italianos en el mercado de trabajo, que aprenden en el propio puesto de trabajo. De forma similar, los empleadores en España manifiestan que la enseñanza superior es excesivamente teórica, razón por la cual las empresas deben proporcionar formación interna a los graduados que acaban de finalizar sus estudios

(Alonso et al, 2009). Una posible interpretación de estos resultados es que el sistema universitario en los países del sur de Europa hace demasiado hincapié en la función de filtro y de emisión de credenciales educativas y debería fomentar en mayor medida el desarrollo de habilidades y conocimientos prácticos que se pueden aplicar al mercado de trabajo.

La segunda hipótesis que queremos contrastar es si la penalización salarial del desajuste educativo se explica fundamentalmente por el no uso de las habilidades. El procedimiento empleado en la literatura consiste en estudiar si la inclusión de la variable over-skilling en las ecuaciones salariales reduce de forma significativa el coeficiente de la variable sobreeducación. En el caso de que la penalización salarial de la sobreeducación no se pueda atribuir al no uso o despilfarro de los habilidades, el desajuste educativo se interpreta por la heterogeneidad en los habilidades, es decir, porque los graduados sobrecualificados quizás sean “menos capaces o tienen habilidades menos valoradas por el mercado” que los adecuadamente educados (Green & McInstosh, 2007).

La Cuadro 9 presenta la estimación de los efectos de la sobreeducación y el desajuste de habilidades en el empleo actual de los graduados dividiendo la muestra por sexos. En coherencia con los resultados anteriores, la sobreeducación tiene un impacto negativo y significativo en los salarios de los graduados varones que asciende a -0.295 puntos logarítmicos (-0.213 en las mujeres). Por su parte, el coeficiente de la variable desajuste de habilidades es pequeño y no significativo, cuando se analiza individualmente, tanto en la muestra de hombres como en la de mujeres. La inclusión de las dos variables simultáneamente en el modelo aumenta ligeramente el coeficiente de la variable sobreeducación, manteniéndose la variable desajuste de habilidades no significativa, aunque su efecto cambia de signo. Al objeto de averiguar la razón por la que el desajuste de habilidades no tiene un impacto significativo en los salarios, se ha añadido la interacción de las variables desajuste de habilidades y sobreeducación, de forma que se pueda diferenciar el efecto de quienes no utilizan sus habilidades pero no están sobreeducados respecto de quienes sí que lo están. En las columnas (4) y (9) se observa que el parámetro de la variable desajuste de habilidades aumenta de tamaño y nivel de significación. En caso de los varones no utilizar los habilidades sin estar sobreeducado aumenta los salarios en 0.097 puntos logarítmicos (el parámetro es marginalmente no significativo, siendo el p-valor = 0.100) y en 0.108 puntos logarítmicos en el caso de las mujeres (el efecto es estadísticamente significativo al 1%). En cambio quienes no utilizan sus habilidades por estar sobreeducados experimentan una fuerte penalización en sus ingresos, que asciende a -0.209 puntos logarítmicos en los hombres y de -0.210 puntos logarítmicos en las mujeres (suma del efecto principal y la interacción). En conclusión, la variable desajuste de habilidades recoge la influencia de dos efectos sobre los salarios de signo contrario: uno positivo, registrado por aquellos graduados que desempeñan un empleo cualificado y afirman no utilizar los conocimientos adquiridos en el universidad (donde se incluyen profesionales altamente especializados en el sector de banca y finanzas, personas que cambian de sector o campo de estudios¹⁰, o bien que han accedido a un puesto cualificado en la administración pública), y otro negativo, observado entre los graduados que ocupan un puesto de baja cualificación y que, por tanto, les impide utilizar sus habilidades (básicamente desempeñando empleos de auxiliares administrativos en el sector público, o trabajando como vendedores y teleoperadores).

[Cuadro 9, por aquí]

Por último, en las columnas (5) y (9) se incluyen los efectos principales de la sobreeducación y el desajuste de habilidades, junto con la interacción de ambas variables. Los resultados muestran un patrón muy diferenciado por sexos. En el caso de los varones, el coeficiente de la variable sobreeducación es significativo y experimenta una caída de apenas 1 punto porcentual con respecto a la primera especificación, en la que se incluye únicamente esa variable en la ecuación salarial. A su vez, los coeficientes de las variables desajuste de habilidades y la interacción se reducen y dejan de ser estadísticamente significativos. Sin embargo, en el caso de las mujeres los únicos coeficientes que se muestran significativos son estos últimos, y no el efecto principal de la sobreeducación. Es decir, en el caso de los varones, los individuos sobreeducados experimentan una caída de sus ingresos, independientemente de que utilicen o no sus habilidades. En cambio, en el caso de las mujeres, el hecho de estar sobreeducado no implica una penalización en los ingresos, salvo que el desajuste esté asociado a la no utilización de los conocimientos y habilidades adquiridos en la universidad. Por otra parte, las mujeres que no usan sus habilidades pero no se consideran sobreeducadas disfrutan de una prima salarial positiva.

¹⁰ Como ha sido señalado por Robst (2007) los efectos salariales del desajuste horizontal dependen de las razones que motiven el cambio de campo de estudios. Si la decisión es voluntaria, como consecuencia de aceptar una oportunidad de promoción profesional, el efecto del desajuste horizontal sobre los salarios es positivo.

Para entender el patrón diferenciado por sexos de la penalización salarial del desajuste educativo, puede ser ilustrativo examinar en qué ocupaciones se ubican los graduados sobreeducados. Según se desprende de la observación de la Cuadro 8, los puestos de Directivos, Profesionales o Técnicos y profesionales asociados concentran la mayor parte del desajuste masculino (52.5% de los hombres frente al 35.2% de las mujeres), a diferencia de los puestos de administrativos y de baja cualificación del sector servicios, que absorben la mayor parte de la sobreeducación femenina (62.4% de mujeres frente a 39.7% de los hombres). Es decir, entre los varones predomina el perfil del graduado que accede a las categorías inferiores de los empleos cualificados pero que, de acuerdo con la “teoría de la heterogeneidad de las habilidades”, no promociona a un puesto de categoría superior por no contar con la capacidad o las habilidades valoradas por el mercado. En cambio, la mayoría de las mujeres sobreeducadas se emplazan en puestos de baja cualificación en los que existen limitaciones objetivas a la productividad que un universitario puede alcanzar, de acuerdo con los postulados de la “teoría de la asignación”.

6. Conclusiones

En este trabajo se ha estudiado la incidencia y el impacto sobre los salarios del desajuste educativo en una muestra de graduados universitarios en España. Se ha analizado la información de un estudio de inserción de titulados de la Universidad Complutense de Madrid que terminaron sus estudios de ciclo largo en el curso 2001/02. Las dos ventajas principales de la información empleada son, por un lado, que este tipo de datos suele estar menos afectado por la heterogeneidad inobservable y, por otro, que el periodo estudiado coincide con una fase expansiva del ciclo económico en que las condiciones para el acceso a un empleo cualificado en España eran óptimas. Pues bien, los principales resultados que se obtienen con relación a la incidencia del desajuste educativo:

1. **El desajuste educativo es un problema temporal para la mitad de los graduados que se encuentran sobreeducados en su primer empleo** significativo desde la finalización de los estudios universitarios
2. Sin embargo, que **la sobreeducación siga afectando al 25% de los graduados seis años después de finalizar sus estudios**, es una señal de que el sistema universitario español tiene un problema serio, especialmente si se tiene en cuenta que el periodo investigado coincide con la etapa de la historia reciente en la que se ha creado más empleo en términos netos
3. **La incidencia de la sobreeducación varía de forma notable por sexos y campos de estudio**, desde el 10% de las mujeres que estudian “Ciencias de la Salud y Biología” hasta más del 50% de los varones que estudian “Humanidades”
4. **Igualmente la persistencia del desajuste educativo es muy desigual por campos de estudio**, variando la proporción de graduados que estaban sobreeducados en su primer empleo y encuentran un trabajo acorde con su formación, desde el 41% en “Humanidades” hasta el 74% en “Economía y Empresa”

Con relación a la estimación del impacto del desajuste educativo en los salarios, se ha tenido en cuenta los problemas que eventualmente puede generar el sesgo de selección, la omisión de variables relevantes y el error de medición en la sobreeducación, y se obtienen los siguientes resultados:

5. En las seis especificaciones distintas en las que se utiliza el **estimador de efectos fijos, la sobreeducación tiene un impacto negativo y significativo en los salarios**, de donde se deduce que las diferencias de productividad individual no son la clave para entender el desajuste educativo en los universitarios
6. En la estimación del efecto en los salarios del desajuste educativo, **la medición con error de la sobreeducación produce un sesgo de mayor tamaño (y signo contrario) que los que genera la omisión de la capacidad y el problema de la selección**. Por tanto, el estimador de OLS subestima el coste real de la sobreeducación.
7. Empleando el estimador de efectos fijos con variables instrumentales, **los trabajadores sobreeducados experimentan una penalización en sus ingresos que oscila entre el 24% con el indicador subjetivo y el 37% con el objetivo**. Por tanto, la sobreeducación **representa un despilfarro de recursos públicos y privados**, y es un problema que requiere la atención de las autoridades educativas.

8. De la estimación de la ecuación de ingresos en distintas submuestras se concluye que **la penalización salarial de la sobreeducación es más elevada en el empleo actual** que en el primer empleo, mayor entre los **universitarios varones** que entre las mujeres, y más alta en los **campos de estudio en los que la incidencia del desajuste es inferior** y donde, además, los salarios tienden a ser más elevados
9. En definitiva, los resultados de las estimaciones confirman la importancia de los **factores de demanda en la determinación de los salarios** de los graduados

Por último, se ha analizado la incidencia y efectos salariales del desajuste de habilidades, obteniéndose los siguientes resultados:

10. A diferencia de los países del norte de Europa, seis años después de terminar sus estudios, **el desajuste de habilidades (37.5%) tiene una mayor incidencia entre los graduados que la sobreeducación (24.9%).**
11. Aunque la correlación entre sobreeducación y desajuste de habilidades es alta (+0.40), **la mayor parte de los sobreeducados están en puestos de baja cualificación, mientras que la mayoría de los graduados que utilizan poco o nada los conocimientos adquiridos en la universidad se sitúan en puestos cualificados.**
12. **El desajuste de habilidades no tiene un efecto significativo sobre los salarios, al recoger la influencia neta de dos efectos de signo contrario:** uno negativo, que se manifiesta entre los graduados que no usan sus habilidades por estar sobreeducados, y otro positivo, que se manifiesta entre quienes no están sobreeducados pero no usan sus habilidades, entre otros motivos como consecuencia de la especialización o el desajuste horizontal.
13. La evidencia empírica presentada sugiere que la sobreeducación **en el caso de los hombres es consistente con las propuestas de la “teoría de la heterogeneidad en las habilidades”,** mientras que **en el caso de las mujeres, lo es con los postulados de la “teoría de la asignación”.**
14. No obstante, creemos necesario **tomar las debidas cautelas a la hora de extraer conclusiones del análisis del desajuste de habilidades,** una variable en la que, como ha sido señalado en otros trabajos, presenta algunas inconsistencias (Allen y Van der Velden, 2001).
15. En cambio, los resultados del análisis del efecto sobre los salarios de la percepción subjetiva de la sobreeducación son robustos y consistentes con evidencia la empírica, **confirmándose una vez más la validez de los indicadores subjetivos para investigar el problema del desajuste educativo.**

El sistema universitario en España ha experimentado una extraordinaria expansión en las últimas cuatro décadas, facilitando el acceso a la educación superior a un volumen muy amplio de población. En paralelo se han detectado diversas **disfunciones, una de las cuales consiste en la dificultad que tienen muchos graduados para encontrar un empleo acorde con su formación.** Las grandes diferencias en la incidencia y persistencia de la sobreeducación por campos de estudio sugieren que **el desajuste tiene su origen, en parte, en el propio sistema educativo que no proporciona los conocimientos y habilidades que requiere el mercado de trabajo.** El problema se acentúa por el sistema de financiación que establece un esquema de incentivos inadecuado, al primar maximización del número de alumnos en cada centro, con independencia de sus resultados.

La mejora de la empleabilidad de los titulados universitarios debería ser una de las metas de la reforma del sistema universitario en España. Aunque su discusión trasciende los objetivos de este artículo, consideramos que las propuestas de **introducción de competencia entre universidades, la mayor autonomía académica y en la gestión de los recursos, junto con un reforzamiento de la rendición de cuentas de los resultados obtenidos** podrían contribuir a reducir el problema del desajuste educativo. La competencia por la captación de alumnos y recursos, incentivaría el acercamiento entre los contenidos de los planes de estudio y las necesidades de los futuros graduados, y estimularía el desarrollo de conocimientos y habilidades aplicables al mercado de trabajo, sin desvirtuar la función encomendada a la universidad de transmisión de conocimientos esencialmente teóricos.

Por último, una herramienta esencial para afrontar el problema del desajuste educativo entre los universitarios es la información. Por ello, consideramos que **los poderes públicos deberían recopilar y difundir información de forma sistemática e independiente acerca de la situación laboral de los graduados universitarios, por instituciones y**

campos de estudio. La inversión en educación superior y, en particular, la elección del campo de estudios es una decisión arriesgada e incierta, que condiciona las expectativas laborales y personales de los universitarios. Por esta razón, coincidimos con Green y Zhu (2010) en la necesidad de introducir más transparencia y mejor información para ayudar a los jóvenes en la toma de decisiones acerca de sus inversiones educativas.

7. Bibliografía

- Alba-Ramírez, A. (1993) Mismatch in the Spanish Labor Market. Overeducation?, *Journal of Human Resources*, 18 (2), 259-278.
- Alba-Ramírez, A., and Blazquez, M. (2002) Types of Job Match, Overeducation and Labour Mobility in Spain. In Buchel, F., de Grip, A., and Mertens, A. (Eds.) *Overeducation in Europe: Current issues in theory and policy*, 65-90, Cheltenham, U.K. and Northampton, Mass.
- Allen & van der Velden (2001) Educational mismatches versus skill mismatches: effects on wages, job satisfaction, and on-the-job search, *Oxford Economic Papers*, 3, pp. 434-452.
- Allen & de Weert (2007) What Do Educational Mismatches Tell Us About Skill Mismatches? A Cross-country Analysis, *European Journal of Education*, Vol. 42, No. 1, pp. 59-73.
- Alonso, L.E., Fernández, C.J., and Nyssen, J.M. (2009) El debate sobre las competencias, una investigación cualitativa en torno a la educación superior y el mercado de trabajo en España, Madrid, ANECA.
- Battu, H., Belfield, C.R., and Sloane, P.J. (1999) Overeducation Among Graduates: a Cohort View, *Education Economics*, 7 (1), 21-38.
- Bauer, T.K. (2002) Educational Mismatch and Wages: A Panel Analysis. *Economics of Education Review*, 21(3), 221-229.
- Borghans, L., and De Grip, A. -ed.- (2000) : *The Overeducated Worker ? The Economics of Skill Utilization*, Edward Elgar, Cheltenham, UK.
- Budría, S. and Ana I. Moro-Egido (2008): "Education, educational mismatch, and wage inequality: Evidence for Spain", *Economics of Education Review* 27, 332-341.
- Chevalier, A. (2003) Measuring overeducation. *Economica*, 70, 503-531.
- Di Pietro, G. (2002) Technological change, labor markets, and 'low-skill, low-technology traps', *Technological Forecasting and Social Change*, 69 (9), 885-895.
- Di Pietro, G., Cuttillo, A. (2006) University Quality and Labour Market Outcomes in Italy, *Labour*, 20 (1), 37-62.
- Di Pietro, G. and Urwin, P. (2006) "Education and skills mismatch in the Italian graduate labour market," *Applied Economics*, Taylor and Francis Journals, vol. 38(1), 79-93.
- Dolado, J. J., Felgueroso, F., & Jimeno, J. F. (2000). Youth labour market in Spain: Education, training and crowding-out. *European Economic Review*, 44, 943-956.
- Dolado, J.J., Jansen, M., and Jimeno, J.F. (2009) On the job-search in a matching model with heterogeneous jobs and workers. *Economic Journal*, 119, 200-228.
- Dolado, J.J. et al. (2013) "Youth Labour Market Performance in Spain and its Determinants: A Micro-Level Perspective", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1039, OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/5k487n5bfz5c-en>.
- Dolton, P., and Silles, M. (2008) The effects of overeducation on earnings in the graduate labour market. *Economics of Education Review*, 27, 125-139.
- Dolton, P., and Vignoles, A. (2000) The incidence and effects of overeducation in the UK graduate labour market, *Economics of Education Review*, 19, 179-198.
- Duncan, G., and Hoffman, S. (1981) The incidence and wage effects of overeducation. *Economics of Education Review*, 1(1), 75-86.
- Felgueroso, F., Hidalgo, M. and Jiménez-Martín, S. (2010): *Explaining the fall of the skill wage premium in Spain*, Documento de Trabajo 2010-19, Fedea.
- Frank, R. (1978) Why women earn less: the theory and estimation of differential overqualification, *American Economic Review*, 68(3), 360-373.
- Freeman, R.B. (1996) *The Overeducated American*, New York, Academic Press.
- Frenette, M. (2004) The overqualified Canadian graduate: the role of the academic program in the incidence, persistence, and economic returns to overqualification. *Economics of Education Review*, 23(1), 29-45.
- García-Serrano, C., and Malo, M. A. (1996). "Desajuste educativo y movilidad laboral en España". *Revista de Economía Aplicada*, 11(4), 105-131.
- García-Montalvo, J. (1995). *Empleo y sobrecualificación: el caso español*. Documento de trabajo 95-20. FEDEA.
- García-Montalvo, J., & Peiró, J. M. (2009). *Análisis de la sobrecualificación y la flexibilidad laboral*. Fundación Bancaria.
- Ghignoni, E., Verashchagina, A. Educational qualifications mismatch in Europe. Is it demand or supply driven? *Journal of Comparative Economics* (2013), <http://dx.doi.org/10.1016/j.jce.2013.06.006>.
- Green, F., and McIntosh, S. (2007) Is there a genuine under-utilization of skills among the over-qualified? *Applied Economics*, 39, 427-439.
- Green, F., McIntosh, S., and Vignoles, A. (1999) *Overeducation and Skills. Clarifying the Concepts*, Center for Economic Performance, Discussion paper n. 435, September.

- GREEN and McINSTOSH (2007): Is there a genuine under-utilization of skills amongst the over-qualified?, *Applied Economics*, 39, 427-439.
- Green and Zhu (2010) Overqualification, job dissatisfaction, and increasing dispersion in the returns to graduate education, *Oxford Economic Papers*, 62, pp. 740-763.
- G. CROCE & E. GHIGNONI (2012): "Demand and Supply of Skilled Labour and Overeducation in Europe: A Country-level Analysis", *Comparative Economic Studies*, 54, 413-439.
- Groot, W. (1996) The incidence of, and returns to overeducation in the UK, *Applied Economics*, 28, 1345-1350.
- Hartog, J. (2000) Overeducation and earnings: where are we, where should we go?, *Economics of Education Review*, V. 19, 131-147.
- Hersch, J. (1991) Education Match and Job Match, *Review of Economics and Statistics*, 73 (1), 140-144.
- Iriondo, I. and Pérez-Amaral, T. (2013) The Effect of Educational Mismatch on Wages Using European Panel Data, *Working Paper Series. School of Economics and Finance, Queen Mary. University of London*, No. 700.
- Iriondo, I., Gallego, E., Gracia, E., Grandal, M.D. and De la Iglesia, C. (2009) *Universidad y mercado de trabajo. Inserción profesional de las principales licenciaturas de la UCM*, Ecobook, Madrid.
- Kahn, L. B. (2010) The long-term labor market consequences of graduating from college in a bad economy, *Labour Economics*, 17 (2), 303-316.
- Klein, M. (2010) Mechanisms for the Effect of Field of Study on the Transition from Higher Education to Work, *Arbeitspapiere – Working Papers*, N. 130, Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung.
- Korpi, T., and Tåhlin, M. (2009) Education mismatch, wages, and wage growth: overeducation in Sweden 1974-2000. *Labour Economics*, 16(2), 183-193.
- Lassibille, G., Navarro, L., Aguilar, I., and Sánchez, C. (2001) Youth transition from school to work in Spain, *Economics of Education Review*, 20, 139-149.
- Leuven, E., and Oosterbeek, H. (2011) Overeducation and Mismatch in the Labor Market (283-326), Hanushek, E. A., Machin, S. and Woessmann, L., *Handbook of the economics of education: Vol. 4*, North-Holland, Amsterdam.
- Machin, S. (2001) The Changing Nature of Labour Demand in the New Economy and Skill-Biased Technology Change, *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics*, Vol. 63, 753-776.
- Malo and Garcia-Serrano (2004) Overeducation, undereducation and expected promotions, *Revista universitaria de ciencias del trabajo*, Nº 5, pp. 145-160.
- Manacorda, M., and Petrongolo, B. (1999) Skill Mismatch and Unemployment in OECD Countries, *Economica*, 66, 181-207.
- McGuinness, S. (2003) University quality and labour market outcomes, *Applied Economics*, 35, 1943-1955.
- McGuinness, S. (2006) Overeducation in the labour market. *Journal of Economic Surveys*, 20(3), 387-418.
- McGuinness, S., and Sloane, P. J. (2011): "Labour market mismatch among UK graduates: An analysis using REFLEX data", *Economics of Education Review* 30, 130-145.
- Murillo, I.P., Rahona, M., and Salinas, M.M. (2012) Effects of educational mismatch on private returns to education: An analysis of the Spanish case (1995-2006), *Journal of Policy Modeling*, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jpolmod.2011.07.012>.
- Martin Nordin, Inga Persson, Dan-Olof Rooth (2010): Education-occupation mismatch: Is there an income penalty?, *Economics of Education Review* 29, 1047-1059.
- Nichols, Austin (2007) Causal inference with observational data, *Stata Journal* 7(4), 507-541.
- OCDE (2010) *Panorama de la educación. Indicadores de la OCDE 2010. Informe español*. Ministerio de Educación. Secretaria de Estado de Educación y Formación Profesional, Madrid.
- OECD (2011) Right for the Job: Over-Qualified or Under-Skilled, *OECD Employment Outlook 2011*, OECD Publishing, Paris, 191-235.
- Oreopoulos, P., Wachte, T. von, Heisz, A. (2006) The Short- and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession: Hysteresis and Heterogeneity in the Market for College Graduates, *NBER Working Paper* No. 12159.
- Quintini, G. (2011) "Over-Qualified or Under-Skilled: A Review of Existing Literature", OECD Social, Employment and Migration Working Paper, No. 121, OECD Publishing, Paris.
- Rabe-Hesketh, S. and Skrondal, A. (2008) *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, Second Edition, Stata Press.
- Robst, J. (1994) Measurement error and the returns to excess schooling. *Applied Economic Letters*, 1, 142-144.
- Robst, J. (2007) "Education, college major, and job match: Gender differences in reasons for mismatch", *Education Economics*, 15(2), 159-175.
- Rubb, S. (2003) Overeducation: a short or long run phenomenon for individuals? *Economics of Education Review*, 22 (4), 389-394.
- Sánchez-Sánchez, N. and McGuinness, S. (2011): *Decomposing the Impacts of Overeducation and Overskilling on Earnings and Job Satisfaction: An Analysis Using REFLEX data*, ESRI Working Paper 393.
- Sattinger, M. (1993) Assignment Models of the Distribution of Earnings. *Journal of Economic Literature*, 31(2), 831-880.
- Michael Sattinger, Joop Hartog (2013): Nash bargaining and the wage consequences of educational mismatches, *Labour Economics* 23, 50-56.
- Scherer, S (2004) Stepping-Stones or Traps? The Consequences of Labour Market Entry Positions on Future Careers in West Germany, Great Britain and Italy, *Work Employment & Society*, 18 (2), 369-394.
- Sicherman, N. (1991) Overeducation in the Labor Market, *Journal of Labor Economics*, 9 (2), 101- 122.
- Sicherman, N., and Galor, O. (1990) A Theory of Career Mobility, *Journal of Political Economy*, 98 (1), 169-192.

- Thurow, L.C. (1975) *Generating inequality: Mechanisms of distribution in the U.S. economy*. New York: Basic Books.
- Tsai, Y. (2010) Returns to overeducation: A longitudinal analysis of the U.S. labor market. *Economics of Education Review*, 29(4), 606-617.
- Verdugo, R.R., and Verdugo, N.T. (1989) The Impact of Surplus Schooling on Earnings: Some Additional Findings, *Journal of Human Resources*, 24 (4), 629-643.
- Verhaest, D., and Omeij, E. (2012) Overeducation, Undereducation and Earnings: Further Evidence on the Importance of Ability and Measurement Error Bias, *Journal of Labor Research*, 33(1), 76-90.
- Verhaest, D. and Velden R., (2010) "Cross-country differences in graduate overeducation and its persistence," *Research Memoranda 007, Maastricht. ROA*, Research Centre for Education and the Labour Market.
- Vila, L., Garcia-Aracil, A., and Mora J.G. (2007) The Distribution of Job Satisfaction Among Young European Graduates: Does the Choice of Study Field Matter?, *The Journal of Higher Education*, 78 (1), 97-118.
- Wooldridge, J.F. (2009): *Introductory Econometrics. A Modern Approach*, 4th edition, Cengage Learning.

Cuadro 1.- Estadísticos descriptivos

Variable	Media (desv. típ.)
Age (6 years after graduation)	31.0 (2.7)
% Female	67.0 (47.0)
Father education: % university	36.5 (48.2)
Mother education: % university	24.4 (43.0)
University entrance exam ("Selectividad") [scale: 0 to 10]	6.6 (0.8)
Undergraduate academic record [scale: 1 to 4]	1.7 (0.4)
% postgraduate education: master	20.9 (40.7)
% postgraduate education: phd	12.5 (33.1)
% postgraduate education: expert	14.8 (35.5)
Net monthly wage in euros (first job)	1,149 (522)
Net monthly wage in euros (6 years later)	1,556 (638)
% permanent contract (first job)	27.8 (44.8)
% permanent Contract (6 years later)	61.6 (48.7)
% self employed (first job)	4.1 (19.9)
% self employed (6 years later)	7.2 (25.8)
% working in the Public Sector (first job)	19.5 (39.6)
% working in the Public Sector (6 years later)	25.8 (43.8)
Firm size: % > 250 employees (first job)	40.8 (49.2)
Firm size: % > 250 employees (6 years later)	50.7 (50.0)
Employment Rate (6 years later)	91.2 (28.3)

Source: EIL 2008 – UCM. Own calculations

Cuadro 2.- Incidencia de la percepción subjetiva de la sobreeducación

FIELD OF STUDY (%)	First job			Current job		
	Men	Women	Total	Men	Women	Total
Humanities	58.7	45.1	48.9	53.8	31.7	37.6
Health and Biology	41.3	20.9	25.6	23.8	10.3	13.3
Economics & Business	35.7	32.3	34.1	14.1	12.1	13.1
Other Social Sciences	41.2	45.5	44.0	28.2	28.7	28.5
TOTAL	43.6	37.8	39.7	29.1	22.8	24.9

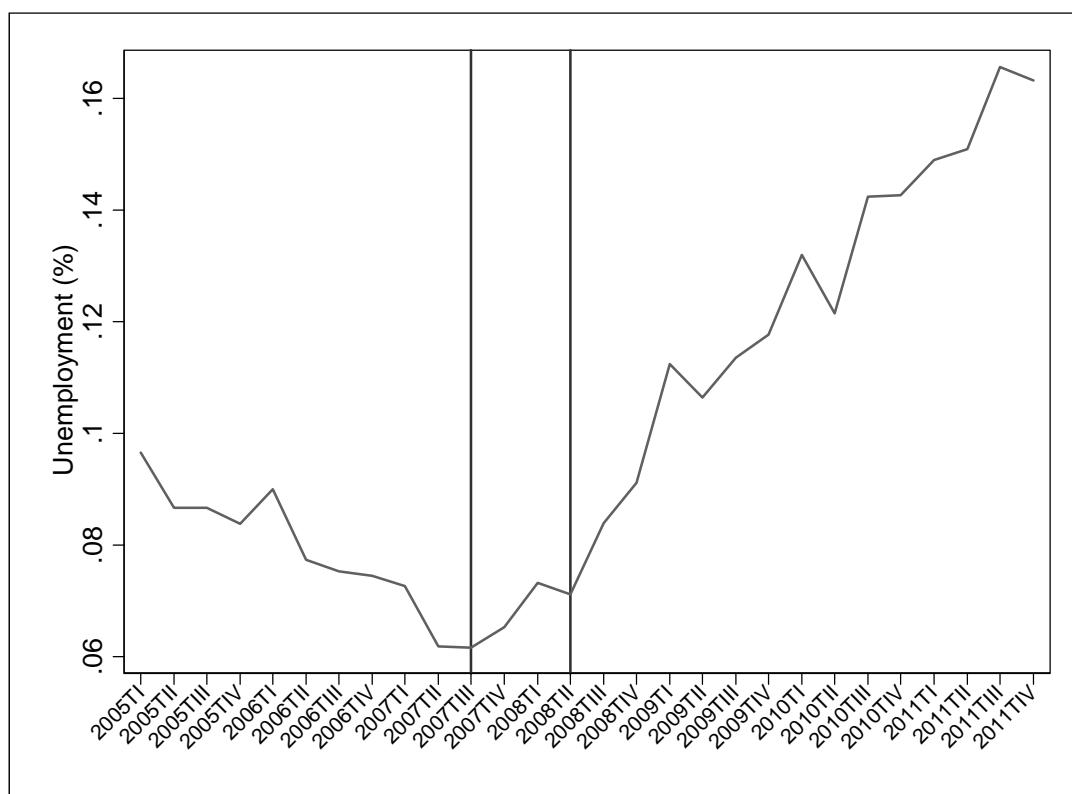
Source: EIL 2008 – UCM. Own calculations

Cuadro 3.- Matriz de transición

	First job	Current job		
		No over	Over	Total
Total	No over	91.1	8.9	100.0
	Over	50.2	49.8	100.0
Humanities	No over	83.9	16.1	100.0
	Over	40.8	59.2	100.0
Health	No over	95.77	4.23	100.00
	Over	56.82	43.18	100.00
Economics and Business	No over	93.67	6.33	100.00
	Over	74.42	25.58	100.00
Oher Soc. Sciences	No over	90.12	9.88	100.00
	Over	47.01	52.99	100.00

Source: EIL 2008 – UCM. Own calculations

Gráfico 1.- Tasa de paro de los graduados universitarios de 25 a 34 años (2005-2011)



Source: Spanish Labour Force Survey (INE). Own calculations

Cuadro 4.- Ecuaciones de ingresos

VARIABLES	SUBJECTIVE overeducation					OBJECTIVE overeducation				
	(1) Pooled OLS	(2) Heckman	(3) FE	(4) IV	(5) IV-FE	(6) Pooled OLS	(7) Heckman	(8) FE	(9) IV	(10) IV-FE
overeducation	-0.162*** (0.022)	-0.155*** (0.021)	-0.153*** (0.035)	-0.378*** (0.055)	-0.268** (0.115)	-0.158*** (0.022)	-0.149*** (0.022)	-0.101** (0.040)	-0.413*** (0.059)	-0.468*** (0.130)
edad	0.017*** (0.006)	0.016*** (0.005)		0.019*** (0.006)		0.014** (0.006)	0.013*** (0.005)		0.015** (0.006)	
antig	-0.003 (0.005)	-0.004 (0.004)	-0.023** (0.009)	-0.002 (0.005)	-0.021** (0.010)	-0.003 (0.005)	-0.005 (0.004)	-0.024** (0.009)	-0.004 (0.005)	-0.021* (0.011)
select2	-0.014 (0.017)	-0.014 (0.016)		-0.016 (0.017)		-0.025 (0.017)	-0.024 (0.016)		-0.037** (0.017)	
expmean2	0.058 (0.036)	0.049 (0.031)		0.049 (0.036)		0.056 (0.035)	0.050 (0.031)		0.040 (0.035)	
female	-0.037* (0.022)	-0.036* (0.021)		-0.050** (0.022)		-0.019 (0.022)	-0.019 (0.021)		0.001 (0.023)	
nphd	-0.075* (0.042)	-0.079** (0.039)	-0.028 (0.064)	-0.083* (0.042)	0.016 (0.068)	-0.098** (0.043)	-0.099** (0.040)	-0.016 (0.069)	-0.092** (0.044)	0.023 (0.072)
nmaster	0.041 (0.031)	0.038 (0.031)	0.142*** (0.046)	0.009 (0.031)	0.134*** (0.051)	0.025 (0.031)	0.026 (0.031)	0.123*** (0.046)	-0.020 (0.032)	0.095* (0.056)
nexpert	0.037 (0.034)	0.034 (0.034)	0.016 (0.060)	0.022 (0.035)	0.033 (0.056)	0.028 (0.035)	0.028 (0.035)	0.020 (0.060)	0.009 (0.035)	0.054 (0.061)
hours_le20	-0.448*** (0.061)	-0.451*** (0.049)	-0.515*** (0.094)	-0.442*** (0.060)	-0.507*** (0.088)	-0.469*** (0.057)	-0.463*** (0.050)	-0.505*** (0.098)	-0.460*** (0.056)	-0.485*** (0.095)
hours_le35	-0.129*** (0.024)	-0.139*** (0.021)	-0.143*** (0.042)	-0.121*** (0.025)	-0.137*** (0.041)	-0.125*** (0.025)	-0.134*** (0.022)	-0.120*** (0.043)	-0.111*** (0.025)	-0.112** (0.044)
self_emp	0.228*** (0.060)	0.198*** (0.047)	0.265** (0.104)	0.198*** (0.061)	0.274*** (0.090)	0.216*** (0.059)	0.193*** (0.047)	0.287*** (0.109)	0.175*** (0.058)	0.255*** (0.097)
perman	0.117*** (0.021)	0.117*** (0.021)	0.123*** (0.032)	0.108*** (0.022)	0.122*** (0.036)	0.111*** (0.021)	0.112*** (0.021)	0.130*** (0.034)	0.095*** (0.022)	0.087** (0.041)
public	0.138*** (0.034)	0.137*** (0.029)	0.028 (0.057)	0.122*** (0.035)	0.006 (0.061)	0.133*** (0.034)	0.134*** (0.029)	0.038 (0.061)	0.100*** (0.035)	0.048 (0.064)
empl_1	-0.227*** (0.084)	-0.234*** (0.066)	-0.170 (0.162)	-0.257*** (0.089)	-0.194 (0.123)	-0.211** (0.085)	-0.223*** (0.067)	-0.182 (0.162)	-0.231*** (0.090)	-0.243* (0.133)
empl_9	-0.124*** (0.029)	-0.112*** (0.030)	-0.069 (0.053)	-0.147*** (0.031)	-0.084 (0.056)	-0.117*** (0.029)	-0.106*** (0.030)	-0.072 (0.054)	-0.125*** (0.031)	-0.101* (0.060)
empl_49	-0.059** (0.028)	-0.059** (0.025)	0.026 (0.048)	-0.046 (0.028)	0.040 (0.049)	-0.072** (0.028)	-0.072*** (0.025)	0.006 (0.049)	-0.085*** (0.029)	-0.029 (0.053)
empl_249	-0.007 (0.027)	-0.004 (0.025)	-0.039 (0.054)	-0.007 (0.028)	-0.030 (0.050)	-0.005 (0.027)	-0.002 (0.025)	-0.056 (0.055)	-0.003 (0.027)	-0.049 (0.053)
year2	0.195*** (0.027)	0.188*** (0.025)	0.149*** (0.038)	0.182*** (0.027)	0.137*** (0.042)	0.191*** (0.027)	0.181*** (0.025)	0.151*** (0.038)	0.162*** (0.028)	0.088* (0.048)
lambda		0.277*** (0.027)					0.264*** (0.030)			
Constant	6.643*** (0.220)	6.678*** (0.195)	7.172*** (0.084)	6.676*** (0.229)	7.172*** (0.092)	6.856*** (0.221)	6.868*** (0.198)	7.163*** (0.087)	7.032*** (0.229)	7.306*** (0.109)
Observations	1,352	Unc. (1,352) Cens. (123)	1,352	1,338	1,338	1,338	Unc. (1,338) Cens. (123)	1,338	1,338	1,338
R-squared	0.446		0.473	0.407	0.468	0.446		0.465	0.389	0.386
Number of pid	832		832	828	828	828		828	828	828

Robust standard errors in parentheses (***) p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10)

LR test of indep. eqns. (rho = 0). Equation (4): chi2(1) = 10.88 Prob > chi2 = 0.0010. Equation (11): chi2(1) = 9.25 Prob > chi2 = 0.0024

Note: other controls included are fields of study (17 dummies), industry (15) and parents education (4).

Source: EIL 2008 - UCM. Own calculations

Cuadro 5.- Ecuación de ingreso por sexos

VARIABLES	Men					Women				
	(1) Pooled OLS	(2) Heckman	(3) FE	(4) IV	(5) IV-FE	(6) Pooled OLS	(7) Heckman	(8) FE	(9) IV	(10) IV-FE
over	-0.211*** (0.040)	-0.211*** (0.039)	-0.248*** (0.079)	-0.401*** (0.116)	-0.298 (0.466)	-0.139*** (0.030)	-0.136*** (0.026)	-0.115*** (0.039)	-0.371*** (0.064)	-0.236** (0.113)
human	-0.127** (0.061)	-0.127** (0.060)		-0.082 (0.069)		-0.144*** (0.043)	-0.143*** (0.046)		-0.081* (0.047)	
health	-0.097 (0.061)	-0.097 (0.072)		-0.033 (0.068)		-0.049 (0.044)	-0.045 (0.048)		-0.031 (0.045)	
socsc	-0.093* (0.053)	-0.093* (0.049)		-0.082 (0.054)		-0.072* (0.039)	-0.072* (0.042)		-0.025 (0.041)	
edad	0.029*** (0.010)	0.030*** (0.009)		0.034*** (0.011)		0.018** (0.007)	0.010 (0.007)		0.018** (0.008)	
antig	-0.004 (0.009)	-0.004 (0.007)	-0.010 (0.017)	-0.004 (0.009)	-0.011 (0.019)	-0.007 (0.006)	-0.008 (0.006)	-0.030** (0.012)	-0.006 (0.006)	-0.026** (0.012)
select2	0.015 (0.028)	0.015 (0.025)		0.015 (0.027)		0.009 (0.017)	0.008 (0.017)		0.008 (0.018)	
expmean2	0.095* (0.055)	0.095* (0.054)		0.114** (0.055)		0.017 (0.044)	0.011 (0.037)		-0.018 (0.043)	
nphd	-0.113 (0.071)	-0.113 (0.073)	-0.029 (0.101)	-0.129* (0.067)	-0.025 (0.135)	-0.045 (0.057)	-0.051 (0.049)	-0.033 (0.081)	-0.051 (0.059)	0.025 (0.083)
nmaster	-0.048 (0.069)	-0.048 (0.060)	0.129 (0.084)	-0.071 (0.069)	0.135 (0.100)	0.061* (0.034)	0.065* (0.037)	0.129** (0.056)	0.029 (0.034)	0.119* (0.062)
nexpert	0.007 (0.059)	0.007 (0.062)	-0.083 (0.111)	-0.031 (0.062)	-0.068 (0.101)	0.045 (0.044)	0.041 (0.043)	0.035 (0.070)	0.039 (0.044)	0.051 (0.071)
hours_le20	-0.377** (0.188)	-0.377*** (0.115)	-0.498** (0.247)	-0.355** (0.180)	-0.493** (0.193)	-0.502*** (0.059)	-0.498*** (0.057)	-0.522*** (0.104)	-0.507*** (0.058)	-0.512*** (0.102)
hours_le35	-0.158*** (0.046)	-0.158*** (0.042)	-0.143** (0.071)	-0.176*** (0.044)	-0.148* (0.090)	-0.159*** (0.029)	-0.168*** (0.026)	-0.125** (0.051)	-0.139*** (0.031)	-0.114** (0.050)
self_emp	0.155 (0.111)	0.155* (0.085)	0.390** (0.179)	0.132 (0.111)	0.376** (0.190)	0.291*** (0.079)	0.278*** (0.059)	0.266** (0.125)	0.248*** (0.079)	0.268** (0.112)
perman	0.118*** (0.043)	0.118*** (0.040)	0.151** (0.061)	0.119*** (0.041)	0.147** (0.066)	0.123*** (0.025)	0.124*** (0.026)	0.130*** (0.038)	0.107*** (0.026)	0.130*** (0.046)
public	0.061 (0.062)	0.061 (0.057)	-0.055 (0.083)	0.051 (0.062)	-0.067 (0.150)	0.237*** (0.041)	0.236*** (0.034)	0.049 (0.073)	0.222*** (0.043)	0.030 (0.072)
empl_1	-0.198 (0.128)	-0.198* (0.108)	-0.260 (0.223)	-0.229* (0.134)	-0.260 (0.195)	-0.332*** (0.112)	-0.340*** (0.089)	-0.076 (0.185)	-0.348*** (0.120)	-0.119 (0.174)
empl_9	-0.120* (0.067)	-0.120** (0.060)	-0.117 (0.089)	-0.139** (0.066)	-0.126 (0.135)	-0.153*** (0.033)	-0.143*** (0.035)	-0.066 (0.064)	-0.170*** (0.035)	-0.081 (0.068)
empl_49	-0.082 (0.056)	-0.082* (0.050)	0.013 (0.112)	-0.074 (0.055)	0.010 (0.105)	-0.085** (0.034)	-0.085*** (0.031)	0.038 (0.056)	-0.064* (0.033)	0.054 (0.059)
empl_249	0.013 (0.052)	0.013 (0.046)	-0.013 (0.101)	0.008 (0.052)	-0.013 (0.095)	-0.055* (0.032)	-0.052* (0.031)	-0.072 (0.067)	-0.049 (0.033)	-0.057 (0.063)
year2	0.243*** (0.046)	0.243*** (0.044)	0.232*** (0.063)	0.235*** (0.045)	0.220** (0.098)	0.145*** (0.033)	0.136*** (0.032)	0.117** (0.048)	0.130*** (0.033)	0.105** (0.052)
lambda		-0.032 (0.164)					0.242*** (0.049)			
Constant	6.000*** (0.383)	5.990*** (0.346)	7.112*** (0.157)	5.867*** (0.382)	7.109*** (0.186)	6.519*** (0.257)	6.765*** (0.250)	7.185*** (0.103)	6.587*** (0.280)	7.191*** (0.109)
Observations	433	473	433	429	429	919	1,002	919	909	909
R-squared	0.416		0.590	0.387		0.425		0.462	0.378	
Number of pid			270		269			562		559

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 6.- Ecuaciones de ingresos: Primer empleo versus empleo actual

VARIABLES	First job			Current job		
	(1) OLS	(2) Heckman	(3) IV	(4) OLS	(5) Heckman	(6) IV
over	-0.094*** (0.033)	-0.094*** (0.031)	-0.292*** (0.096)	-0.231*** (0.031)	-0.231*** (0.030)	-0.434*** (0.066)
human	-0.055 (0.054)	-0.055 (0.054)	0.004 (0.058)	-0.234*** (0.045)	-0.233*** (0.047)	-0.180*** (0.049)
health	-0.015 (0.052)	-0.015 (0.057)	0.018 (0.051)	-0.140*** (0.046)	-0.139*** (0.049)	-0.111** (0.047)
socsc	-0.023 (0.046)	-0.024 (0.046)	0.009 (0.046)	-0.141*** (0.042)	-0.141*** (0.042)	-0.106** (0.044)
edad	0.030*** (0.010)	0.025 (0.025)	0.033*** (0.010)	0.014** (0.007)	0.012 (0.009)	0.013** (0.007)
antig	-0.043*** (0.013)	-0.043*** (0.012)	-0.039*** (0.013)	0.004 (0.005)	0.004 (0.005)	0.006 (0.005)
select2	0.013 (0.023)	0.012 (0.022)	0.020 (0.023)	0.009 (0.018)	0.009 (0.018)	0.001 (0.018)
expmean2	0.000 (0.050)	-0.001 (0.045)	-0.022 (0.051)	0.055 (0.040)	0.055 (0.040)	0.043 (0.041)
female	-0.028 (0.032)	-0.033 (0.036)	-0.040 (0.032)	-0.060** (0.027)	-0.060** (0.026)	-0.075*** (0.027)
nphd				-0.077 (0.047)	-0.077* (0.041)	-0.094** (0.047)
nmaster				0.026 (0.030)	0.026 (0.031)	-0.002 (0.031)
nexpert				0.023 (0.034)	0.023 (0.035)	0.004 (0.035)
hours_le20	-0.378*** (0.074)	-0.378*** (0.074)	-0.367*** (0.080)	-0.517*** (0.082)	-0.517*** (0.067)	-0.544*** (0.070)
hours_le35	-0.170*** (0.033)	-0.170*** (0.031)	-0.164*** (0.033)	-0.147*** (0.033)	-0.147*** (0.030)	-0.137*** (0.033)
self_emp	0.095 (0.106)	0.095 (0.074)	0.076 (0.105)	0.306*** (0.071)	0.306*** (0.062)	0.273*** (0.071)
perman	0.142*** (0.031)	0.142*** (0.033)	0.148*** (0.031)	0.070** (0.030)	0.070** (0.029)	0.049 (0.030)
public	0.156*** (0.057)	0.156*** (0.045)	0.137** (0.058)	0.194*** (0.042)	0.193*** (0.038)	0.183*** (0.042)
empl_1	-0.190 (0.129)	-0.190* (0.111)	-0.257* (0.138)	-0.323*** (0.108)	-0.324*** (0.085)	-0.332*** (0.115)
empl_9	-0.131*** (0.040)	-0.131*** (0.041)	-0.148*** (0.042)	-0.123*** (0.041)	-0.123*** (0.042)	-0.149*** (0.042)
empl_49	-0.088** (0.040)	-0.088** (0.038)	-0.067* (0.040)	-0.060 (0.037)	-0.060* (0.035)	-0.056 (0.037)
empl_249	-0.018 (0.043)	-0.018 (0.040)	-0.023 (0.043)	-0.024 (0.032)	-0.024 (0.033)	-0.022 (0.032)
lambda		0.224 (0.938)			0.076 (0.272)	
Constant	6.296*** (0.388)	6.458*** (0.759)	6.202*** (0.389)	6.875*** (0.263)	6.912*** (0.281)	6.993*** (0.257)
Observations	604	626	601	748	849	737
R-squared	0.299		0.253	0.411		0.386

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Cuadro 7.- Ecuaciones de ingresos según la incidencia de la sobreeducación

VARIABLES	Fields with HIGH incidence of overeducation					Fields with LOW incidence of overeducation				
	(1) Pool_OLS	(2) Heckman	(3) FE	(4) IV	(5) IV-FE	(6) Pool_OLS	(7) Heckman	(8) FE	(9) IV	(10) IV-FE
over	-0.147*** (0.031)	-0.143*** (0.027)	-0.079* (0.045)	-0.302*** (0.061)	-0.172 (0.136)	-0.149*** (0.038)	-0.149*** (0.038)	-0.178*** (0.058)	-0.401*** (0.122)	-0.345 (0.240)
human	-0.056** (0.026)	-0.050* (0.027)		-0.040 (0.027)						
health						-0.105*** (0.040)	-0.105** (0.042)		-0.069* (0.042)	
edad	0.022*** (0.007)	0.015** (0.006)		0.021*** (0.008)		0.022** (0.011)	0.023* (0.013)		0.028*** (0.011)	
antig	-0.003 (0.006)	-0.005 (0.005)	-0.027** (0.012)	-0.003 (0.006)	-0.024* (0.013)	-0.005 (0.009)	-0.005 (0.008)	-0.024 (0.015)	-0.003 (0.009)	-0.024 (0.017)
select2	0.009 (0.019)	0.006 (0.017)		0.005 (0.019)		0.036 (0.024)	0.036 (0.022)		0.042* (0.024)	
expmean2	-0.061 (0.042)	-0.063 (0.040)		-0.076* (0.042)		0.182*** (0.055)	0.182*** (0.045)		0.169*** (0.055)	
female	-0.057* (0.029)	-0.055** (0.028)		-0.059** (0.029)		-0.021 (0.033)	-0.020 (0.031)		-0.060 (0.037)	
nphd	-0.099 (0.061)	-0.097* (0.055)	-0.104 (0.106)	-0.103* (0.063)	-0.036 (0.106)	-0.035 (0.062)	-0.035 (0.057)	-0.038 (0.080)	-0.037 (0.062)	-0.020 (0.097)
nmaster	0.063* (0.038)	0.061 (0.039)	0.202*** (0.056)	0.028 (0.039)	0.181*** (0.065)	-0.033 (0.053)	-0.033 (0.053)	0.060 (0.084)	-0.024 (0.054)	0.085 (0.098)
nexpert	-0.003 (0.047)	-0.003 (0.047)	-0.051 (0.073)	-0.026 (0.048)	-0.018 (0.080)	0.046 (0.051)	0.046 (0.052)	0.079 (0.088)	0.041 (0.049)	0.063 (0.092)
hours_le20	-0.452*** (0.078)	-0.446*** (0.065)	-0.496*** (0.120)	-0.478*** (0.075)	-0.498*** (0.117)	-0.495*** (0.077)	-0.495*** (0.075)	-0.506*** (0.134)	-0.449*** (0.082)	-0.452*** (0.163)
hours_le35	-0.157*** (0.030)	-0.161*** (0.026)	-0.156*** (0.053)	-0.144*** (0.031)	-0.140*** (0.051)	-0.153*** (0.038)	-0.153*** (0.036)	-0.115* (0.065)	-0.168*** (0.036)	-0.125* (0.075)
self_emp	0.190** (0.082)	0.161*** (0.061)	0.222* (0.116)	0.159* (0.084)	0.234** (0.114)	0.312*** (0.090)	0.312*** (0.078)	0.302 (0.187)	0.304*** (0.084)	0.269 (0.170)
perman	0.121*** (0.027)	0.118*** (0.026)	0.172*** (0.041)	0.113*** (0.027)	0.176*** (0.045)	0.080** (0.036)	0.080** (0.035)	0.001 (0.051)	0.076** (0.035)	-0.011 (0.066)
public	0.186*** (0.047)	0.180*** (0.038)	0.140* (0.075)	0.169*** (0.048)	0.119 (0.084)	0.134*** (0.051)	0.134*** (0.043)	-0.121 (0.078)	0.140*** (0.050)	-0.120 (0.093)
empl_1	-0.232** (0.112)	-0.220** (0.089)	-0.188 (0.188)	-0.259** (0.121)	-0.216 (0.166)	-0.282** (0.123)	-0.282*** (0.101)	-0.208 (0.253)	-0.323** (0.129)	-0.192 (0.207)
empl_9	-0.094*** (0.035)	-0.083** (0.038)	-0.090 (0.062)	-0.112*** (0.036)	-0.107 (0.071)	-0.192*** (0.045)	-0.192*** (0.046)	-0.049 (0.081)	-0.205*** (0.046)	-0.045 (0.095)
empl_49	-0.066* (0.036)	-0.070** (0.032)	0.029 (0.058)	-0.061* (0.036)	0.041 (0.061)	-0.064 (0.046)	-0.064 (0.044)	0.012 (0.079)	-0.029 (0.048)	0.049 (0.106)
empl_249	0.003 (0.033)	0.008 (0.031)	-0.066 (0.066)	0.005 (0.033)	-0.057 (0.062)	-0.065 (0.045)	-0.065 (0.047)	0.015 (0.092)	-0.075 (0.047)	0.012 (0.093)
year2	0.147*** (0.033)	0.136*** (0.032)	0.094** (0.044)	0.143*** (0.033)	0.088* (0.053)	0.277*** (0.047)	0.278*** (0.042)	0.263*** (0.068)	0.249*** (0.047)	0.239*** (0.075)
lambda		0.292*** (0.031)					-0.025 (0.233)			
Constant	6.537*** (0.264)	6.739*** (0.238)	7.150*** (0.100)	6.639*** (0.275)	7.133*** (0.111)	5.807*** (0.386)	5.783*** (0.435)	7.231*** (0.165)	5.691*** (0.368)	7.295*** (0.200)
Observations	834	928	834	823	823	518	547	518	515	515
R-squared	0.354		0.478	0.331		0.539		0.548	0.503	
Number of pid			523		520			309		308

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Cuadro 8.- Incidencia del desajuste educativo y de habilidades en el empleo actual

occupation	(row %)		(column %)			
	Overeducation	Overskilling	Overeducation			Overskilling
	Total	Total	Men	Women	Total	Total
Managers	6.5	28.3	3.8	0.0	1.5	4.2
Professionals	9.1	20.7	17.9	14.4	15.8	23.9
Technicians and associate prof.	21.0	42.4	30.8	20.8	24.6	33.0
Office clerks	65.8	68.4	21.8	46.4	36.9	25.5
Low skilled service workers	66.7	62.7	17.9	16.0	16.7	10.5
Manual workers	100.0	100.0	5.1	0.0	2.0	1.3
Others	50.0	50.0	2.6	2.4	2.5	1.6
Total	24.9	37.5	100.00	100.00	100.0	100.0

Source: EIL 2008 – UCM. Own calculations

Cuadro 9.- Efectos del desajuste educativo y de habilidades en los salarios

VARIABLES	Men					Women				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
over	-0.295*** (0.057)		-0.311*** (0.059)		-0.284*** (0.088)	-0.213*** (0.038)		-0.230*** (0.040)		-0.082 (0.063)
nousesk		-0.034 (0.051)	0.045 (0.050)	0.097 (0.059)	0.058 (0.059)		-0.015 (0.033)	0.046 (0.034)	0.108*** (0.037)	0.099*** (0.038)
ov_nosk				-0.306*** (0.075)	-0.045 (0.109)				-0.318*** (0.049)	-0.238*** (0.078)
human	-0.266*** (0.085)	-0.331*** (0.090)	-0.273*** (0.085)	-0.303*** (0.087)	-0.274*** (0.085)	-0.224*** (0.062)	-0.292*** (0.064)	-0.228*** (0.062)	-0.249*** (0.061)	-0.237*** (0.062)
health	-0.187* (0.101)	-0.237** (0.107)	-0.191* (0.101)	-0.233** (0.103)	-0.194* (0.102)	-0.114* (0.064)	-0.138** (0.066)	-0.119* (0.064)	-0.117* (0.064)	-0.115* (0.064)
socsc	-0.108 (0.070)	-0.133* (0.075)	-0.117 (0.071)	-0.092 (0.073)	-0.112 (0.072)	-0.143** (0.058)	-0.194*** (0.059)	-0.151*** (0.058)	-0.158*** (0.057)	-0.151*** (0.057)
edad	0.012 (0.011)	0.008 (0.012)	0.011 (0.011)	0.007 (0.011)	0.011 (0.011)	0.013 (0.008)	0.013 (0.008)	0.013 (0.008)	0.014* (0.008)	0.014* (0.008)
antig	0.011 (0.008)	0.011 (0.009)	0.011 (0.008)	0.013 (0.009)	0.011 (0.008)	-0.001 (0.007)	-0.003 (0.007)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.007)
select2	-0.000 (0.034)	0.013 (0.036)	-0.001 (0.034)	-0.007 (0.035)	-0.003 (0.034)	0.003 (0.022)	0.002 (0.023)	0.004 (0.022)	0.006 (0.022)	0.006 (0.022)
expmean2	0.167** (0.075)	0.119 (0.079)	0.172** (0.075)	0.134* (0.076)	0.170** (0.075)	0.006 (0.050)	0.029 (0.052)	0.007 (0.050)	0.009 (0.050)	0.006 (0.050)
nphd	-0.173** (0.081)	-0.159* (0.086)	-0.166** (0.081)	-0.180** (0.083)	-0.168** (0.082)	-0.041 (0.052)	-0.046 (0.053)	-0.034 (0.052)	-0.034 (0.051)	-0.033 (0.051)
nmaster	-0.056 (0.062)	-0.033 (0.066)	-0.055 (0.062)	-0.051 (0.064)	-0.056 (0.062)	0.056 (0.038)	0.077** (0.039)	0.057 (0.038)	0.056 (0.038)	0.054 (0.038)
nexpert	-0.016 (0.063)	0.013 (0.067)	-0.014 (0.063)	0.010 (0.064)	-0.012 (0.063)	0.042 (0.044)	0.049 (0.045)	0.046 (0.044)	0.036 (0.044)	0.038 (0.044)
hours_le20	-0.653*** (0.174)	-0.714*** (0.185)	-0.646*** (0.174)	-0.669*** (0.179)	-0.645*** (0.175)	-0.488*** (0.077)	-0.485*** (0.080)	-0.484*** (0.077)	-0.463*** (0.076)	-0.468*** (0.077)
hours_le35	-0.176*** (0.059)	-0.178*** (0.063)	-0.174*** (0.059)	-0.176*** (0.061)	-0.175*** (0.060)	-0.131*** (0.037)	-0.140*** (0.038)	-0.129*** (0.037)	-0.125*** (0.037)	-0.125*** (0.037)
self_emp	0.172 (0.125)	0.210 (0.132)	0.174 (0.125)	0.169 (0.128)	0.171 (0.125)	0.383*** (0.077)	0.426*** (0.079)	0.382*** (0.077)	0.371*** (0.077)	0.369*** (0.077)
perman	-0.021 (0.059)	0.010 (0.063)	-0.017 (0.059)	-0.025 (0.061)	-0.020 (0.060)	0.108*** (0.035)	0.123*** (0.036)	0.108*** (0.035)	0.089** (0.035)	0.092*** (0.035)
public	0.083 (0.076)	0.084 (0.081)	0.090 (0.076)	0.086 (0.078)	0.089 (0.076)	0.245*** (0.046)	0.252*** (0.047)	0.246*** (0.046)	0.245*** (0.045)	0.244*** (0.045)
empl_1	-0.388** (0.162)	-0.350** (0.174)	-0.373** (0.163)	-0.351** (0.167)	-0.371** (0.164)	-0.346*** (0.106)	-0.353*** (0.110)	-0.334*** (0.106)	-0.325*** (0.106)	-0.325*** (0.105)
empl_9	-0.090 (0.099)	-0.081 (0.107)	-0.073 (0.101)	-0.078 (0.103)	-0.073 (0.101)	-0.151*** (0.050)	-0.128** (0.052)	-0.145*** (0.050)	-0.141*** (0.050)	-0.144*** (0.050)
empl_49	-0.152** (0.076)	-0.114 (0.081)	-0.154** (0.076)	-0.124 (0.078)	-0.152** (0.076)	-0.068 (0.043)	-0.067 (0.044)	-0.069 (0.043)	-0.065 (0.043)	-0.066 (0.043)
empl_249	0.034 (0.060)	0.065 (0.063)	0.032 (0.060)	0.060 (0.061)	0.034 (0.060)	-0.093** (0.042)	-0.097** (0.043)	-0.091** (0.042)	-0.082* (0.042)	-0.083** (0.042)
Constant	6.846*** (0.465)	6.909*** (0.495)	6.835*** (0.466)	7.001*** (0.478)	6.855*** (0.469)	6.961*** (0.313)	6.941*** (0.324)	6.928*** (0.314)	6.875*** (0.311)	6.887*** (0.311)
Observations	242	242	242	242	242	506	506	506	506	506
R-squared	0.466	0.395	0.468	0.441	0.469	0.428	0.389	0.430	0.439	0.441

Standard errors in parentheses . [*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1]

Anexo.- Regresiones auxiliares

A.- Dependent variable: over subjective

B.- Dependent variable: over objective

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	VARIABLES	(5)	(6)	(7)	(8)
	1st stage wage eq (4)	1st stage wage eq (4)	1st stage wage eq (5)	1st stage wage eq (5)		1st stage wage eq (9)	1st stage wage eq (9)	1st stage wage eq (10)	1st stage wage eq (10)
over obj	0.498***	0.411***	0.441***	0.371***	over subj	0.496***	0.396***	0.463***	0.338***
	(0.025)	(0.032)	(0.037)	(0.052)		(0.025)	(0.031)	(0.038)	(0.048)
edad		0.011*			edad		-0.000		
		(0.006)					(0.007)		
antig		0.005		0.009	antig		-0.006		0.009
		(0.005)		(0.010)			(0.005)		(0.010)
select2		0.022			select2		-0.046**		
		(0.021)					(0.020)		
expmean2		-0.017			expmean2		-0.044		
		(0.040)					(0.035)		
female		-0.088***			female		0.105***		
		(0.026)					(0.025)		
nphd		0.037		0.119**	nphd		0.007		0.053
		(0.042)		(0.059)			(0.041)		(0.049)
nmaster		-0.049		0.036	nmaster		-0.115***		-0.070
		(0.033)		(0.049)			(0.032)		(0.050)
nexpert		-0.017		0.047	nexpert		-0.052		0.061
		(0.037)		(0.061)			(0.035)		(0.056)
hours_le20		0.073		-0.010	hours_le20		-0.001		0.033
		(0.059)		(0.097)			(0.057)		(0.081)
hours_le35		0.009		-0.059	hours_le35		0.045*		0.031
		(0.028)		(0.045)			(0.027)		(0.041)
self_emp		-0.051		-0.053	self_emp		-0.112**		-0.041
		(0.054)		(0.107)			(0.053)		(0.105)
perman		-0.005		-0.029	perman		-0.052*		-0.093***
		(0.027)		(0.036)			(0.027)		(0.036)
public		-0.027		-0.110*	public		-0.100***		0.047
		(0.036)		(0.061)			(0.035)		(0.057)
empl_1		-0.151**		-0.070	empl_1		0.025		-0.065
		(0.061)		(0.110)			(0.068)		(0.118)
empl_9		-0.080**		-0.047	empl_9		0.006		-0.044
		(0.040)		(0.065)			(0.041)		(0.055)
empl_49		0.071**		0.127**	empl_49		-0.075**		-0.119**
		(0.034)		(0.050)			(0.031)		(0.049)
empl_249		-0.008		0.094*	empl_249		0.007		-0.014
		(0.033)		(0.053)			(0.032)		(0.048)
year2		-0.025		-0.059	year2		-0.089***		-0.118***
		(0.029)		(0.037)			(0.028)		(0.038)
Constant	0.165***	-0.441*	0.183***	0.058	Constant	0.163***	0.720***	0.174***	0.273**
	(0.012)	(0.258)	(0.012)	(0.103)		(0.012)	(0.268)	(0.013)	(0.107)
Observations	1,715	1,348	1,715	1,348	Observations	1,715	1,348	1,715	1,348
R-squared	0.247	0.351	0.204	0.294	R-squared	0.247	0.389	0.204	0.370
F-test	391.3	20.1	206.5	6.7	F-test	385.0	22.4	206.5	9.5
P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	P-value	0.000	0.000	0.000	0.000
Number of pid			910	834	Number of pid			910	834

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10