

# revista de **e**DUCCIÓN

Nº 384 ABRIL-JUNIO 2019



**Un análisis de la empleabilidad de los universitarios en España  
a través del ajuste horizontal**

**An analysis of the employability of Spanish graduates through the  
Horizontal Match**

**Agustín Rodríguez-Esteban  
Javier Vidal  
María-José Vieira**



GOBIERNO  
DE ESPAÑA

MINISTERIO  
DE EDUCACIÓN  
Y FORMACIÓN PROFESIONAL



# Un análisis de la empleabilidad de los universitarios en España a través del ajuste horizontal

## An analysis of the employability of Spanish graduates through the Horizontal Match

DOI: 10.4438/1988-592X-RE-2019-384-411

Agustín Rodríguez-Esteban

Javier Vidal

María-José Vieira

*Universidad de León*

### Resumen

Además de los estudios que analizan la relación entre el nivel de formación y las exigencias del puesto de trabajo (ajuste vertical), en las últimas décadas ha cobrado importancia una nueva línea de investigación que analiza el grado de relación entre el área de estudio del egresado y su desempeño laboral. Este fenómeno es conocido como ajuste horizontal. La presente investigación tiene como objetivo describir las principales variables demográficas, educativas y laborales que predicen un mejor ajuste, tanto en el empleo actual-último, como en la incorporación inicial al mercado de trabajo de los universitarios.

A partir de los datos de la Encuesta de Inserción Laboral de Titulados Universitarios realizada por el Instituto Nacional de Estadística en España, hemos planteado un modelo de regresión logística que nos permite describir los efectos directos e indirectos de estas variables sobre el fenómeno estudiado.

Nuestros resultados constatan una escasa influencia de las variables educativas y demográficas sobre el ajuste en el empleo-actual. El ajuste en el empleo inicial mejora las probabilidades de ajuste en la trayectoria laboral. Además, la influencia de las variables educativas es mayor en el primer empleo. Estos resultados apuntan a la influencia que sobre este fenómeno pueden tener ciertas decisiones personales del sujeto.

**Palabras Clave:** Ajuste horizontal, empleabilidad, universitarios, mercado laboral, competencias profesionales.

### **Abstract**

In addition to the studies that analyse the relationship between the level of training and the demands of the job (vertical match), in recent decades a new line of research has aroused that analyses the match between the field of study of the graduate and the demands of the job. This phenomenon is known as horizontal match. The objective of this research is to describe the main demographic, educational and labour variables that predict a better adjustment both in current and in the first employment of university graduates.

Based on the data from the Survey of the Labour Insertion of University Graduates conducted by the National Statistics Institute in Spain, we have proposed a logistic regression model that allows us to describe the direct and indirect effects of demographic, educational and labour variables on horizontal match.

Our results confirm a low influence of the educational and demographic variables on the adjustment in current employment. The adjustment in the initial employment improves the probabilities of adjustment in the work trajectory. In addition, the influence of educational variables is greater in the first job. These results point to the influence that certain personal decisions of the subject may have on this phenomenon.

**Keywords:** Horizontal match, employability, graduates, labour market, professional competences

## **Introducción**

En las últimas décadas, los indicadores sobre empleabilidad se han convertido en importantes referentes a través de los cuales la educación superior es evaluada por gobiernos, empleadores y estudiantes (Teichler, 2007). Aunque las tasas de desempleo disminuyen conforme se aumenta el nivel educativo (OECD, 2014), la tasa de paro de titulados universitarios en España sigue siendo muy elevada, con cifras que oscilan entre un 11% en el caso de varones entre 25 y 64 años y un 13% en el caso de las mujeres en la misma franja de edad. Estos datos duplican los valores medios de la Unión Europea (MECD, 2015). Sin embargo, el análisis del acceso al mercado laboral de los universitarios ha dejado de analizarse únicamente en términos de tasas de empleo para incluir otros indicadores

que definen el llamado éxito laboral o calidad en el trabajo (Corominas, Villar, Saurina y Fábregas, 2012; Pineda-Herrero, Agud-Morell y Ciraso-Calí, 2016). Desde el enfoque de la economía de la educación, el ajuste entre la formación recibida y las exigencias del puesto de trabajo se convierte en un indicador clave y así aparece recogido en recientes informes, tanto en el contexto internacional (OECD, 2015), como en el nacional (Michavila, Martínez, Martín-González, García-Peñalvo y Cruz-Benito (2016).

Desde otra perspectiva, sin embargo, encontramos críticas a este modelo, considerado como adecuacionista (Planas, 2014). Frente a una visión de las relaciones formación-empleo dirigida a favorecer el emparejamiento entre especialidades formativas y puestos de trabajo, esta perspectiva postula una mayor autonomía de los sistemas de formación respecto al mercado laboral dada la flexibilidad y dinamicidad del mercado, y la imperfecta información sobre las características productivas de sus futuros trabajadores. Se considera, además, que son numerosas las razones que pueden llevar a los individuos a trabajar en campos distintos a los que estudiaron (Robst, 2007b). Entre éstas, mejores salarios o conciliación familia-trabajo.

El estudio del ajuste horizontal se nos presenta como relevante por dos rasgos característicos de nuestro contexto de formación superior y empleo: en primer lugar, las diferentes cifras de inserción laboral que encontramos según el tipo de titulación o área de estudio, destacando por su mejor ajuste las titulaciones de las áreas de Ciencias (en adelante CC) o de Ciencias de la Salud (en adelante SA) frente a las Humanidades (en adelante HU) (MECD, 2015). En segundo lugar, por las propias características del sistema universitario español, que se caracteriza por proveer a sus estudiantes de un mayor nivel de habilidades de tipo general en relación a otros países (véase el estudio de Kucel y Vilalta-Bufí, 2013, para una comparativa con el caso Holandés). Conviene analizar, por tanto, las consecuencias de estos hechos en el ajuste laboral de nuestros titulados universitarios.

## El ajuste formación-empleo

### Conceptualización y evidencia empírica

La literatura ha abordado el estudio y análisis del ajuste formación-empleo desde diversas perspectivas, tanto conceptuales como metodológicas, lo que ha dado lugar a distintas tipologías o clasificaciones de este fenómeno (véase la realizada por Flisi, Goglio, Meroni, Rodrigues y Vera-Toscano, 2014). El ajuste vertical se refiere a la adecuación del nivel de estudios al status ocupacional. Son numerosas las investigaciones sobre el mismo, especialmente aquellas que analizan su impacto sobre los salarios o la satisfacción laboral (Alba-Ramírez y Blázquez, 2004; Dolton y Silles, 2001; Meliciani, 2016; Nordin, Persson y Rooth, 2010; Pineda-Herrero et ál., 2016). Recientes estudios como los realizados por Iriondo y Pérez-Amaral (2016), la Organización Internacional del Trabajo (ILO, 2014) o el Centro Europeo para el Desarrollo de la Formación Profesional (Cedefop, 2015) muestran, de forma comparativa, datos de países europeos. Sin embargo, en los últimos años, ha adquirido relevancia otro tipo de ajuste que describe la relación entre el área de estudio y el desempeño laboral. Este segundo tipo de ajuste es conocido como ajuste horizontal (Domadenik, Farčnik y Pastore, 2013; Robst, 2007a; Teichler, 2007).

Consideramos que el estudio del ajuste horizontal es necesario por varias razones. La primera de ellas es que la no coincidencia entre el área de estudio y el desempeño laboral se presenta como un fenómeno costoso para la economía (European Parliament, 2015; OECD, 2015). Otra de las razones es su elevada incidencia en el mercado laboral. La investigación realizada por Somers, Cabus, Groot y Maasen van den Brink (2016) revisando 20 estudios sobre el desajuste horizontal, ofrece unas cifras que fluctúan entre un 7% y un 63% de trabajadores desajustados. Morgado, Sequeira, Santos, Ferreira-Lopes y Reis (2015), utilizando una metodología de indicadores agregados que permite comparar las cifras entre distintos países, analizan la situación del desajuste horizontal en 30 países europeos en un periodo de 8 años y ofrecen una incidencia de entre un 25% y un 50%, destacando España como uno de los países con unas cifras más altas, junto con Noruega y Estonia. En este sentido el informe elaborado por Michavila et ál., (2016) presenta unas cifras de desajuste horizontal en nuestro país del 27,6%.

Algunas de las teorías explicativas de este hecho lo consideran como un fenómeno de carácter temporal que se produce principalmente en las etapas iniciales de la trayectoria laboral del sujeto, ofreciendo dos tipos de explicaciones: por una parte, que las empresas necesitan ajustar sus procesos de producción con el fin de aprovechar al máximo el capital humano de los individuos, tal y como establece la Teoría del Capital Humano (*Human Capital*) (Becker, 1964); y, por otra, que los propios individuos pueden estar interesados en desarrollar, en las etapas iniciales de su carrera, empleos desajustados siempre y cuando obtengan, por medio de éstos, una experiencia y una formación que les faciliten obtener mejores trabajos futuros. Esta segunda idea es recogida por la Teoría de la Movilidad Ocupacional (*Occupational Mobility Theory*) (Sicherman y Galor, 1990). Investigaciones recientes como las de Meliciani (2016), o Alba-Ramírez & Blázquez (2004), para el caso español, han ofrecido revisiones empíricas de estas teorías. Por el contrario, otras teorías respaldan la idea del desajuste como fenómeno persistente. Entre ellas, la teoría de la Competencia por los Puestos de Trabajo (Job Competition) (Thurow, 1975). Esta teoría considera que las principales destrezas laborales se adquieren a través de la experiencia y la capacitación en el trabajo, por lo que los trabajadores que tienen empleos iniciales desajustados pueden no adquirir estas habilidades y saldrán con dificultad de esta situación. Apoyo empírico a esta teoría lo encontramos en estudios como el de Caroleo y Pastore (2012), Iriondo y Pérez-Amaral (2016) o Kiersztyn (2013).

Pero, además del mencionado interés que los individuos pueden tener por iniciar su carrera profesional en trabajos desajustados, otros factores pueden condicionar esta decisión.

## Razones del desajuste

Podemos asumir que un individuo elige un campo particular de formación con la expectativa de trabajar en una ocupación relacionada con este campo (Domadenik et ál., 2013; Nordin et ál., 2010). Así, la relación del empleo con los estudios es señalada por los universitarios españoles como el segundo criterio más importante para la elección de un trabajo, después de los ingresos (Michavila et ál., 2016). No obstante, desde la perspectiva de las decisiones individuales, asumimos el enfoque de

Robst (2007b), quien identifica dos tipos de razones que pueden llevar a un individuo a optar por un trabajo no coincidente con la formación recibida: razones relacionadas con la demanda y razones relacionadas con la oferta. El primer grupo está formado por aquellas situaciones en las que el individuo desea lograr una adecuada correspondencia, pero no lo consigue debido a las circunstancias del mercado de trabajo. Entre dichas razones se encuentra el aumento de oferta que causó el acceso masivo a la educación superior (Sloane, 2003). Dados los desequilibrios entre oferta y demanda y la escasa información que los empleadores tienen sobre los trabajadores, autores como Domadenik et ál. (2013) plantean que aquellos utilizarán ciertas señales de tipo educativo como indicadores de la productividad. Estas variables condicionarán las decisiones de contratación. Las consecuencias de este tipo de desajuste, no voluntario, son varias. Han sido ampliamente estudiados los efectos en la disminución de los salarios (Kim, Ahn y Kim, 2016; Nordin et ál., 2010; Robst, 2007a) y se han encontrado, igualmente, efectos negativos en la satisfacción laboral (Vila, García-Aracil y Mora, 2007; Badillo-Amador, López-Nicolás y Vila, 2012).

En el segundo grupo, las razones relacionadas con la oferta, encontramos aquellas decisiones personales que pueden llevar a un individuo a elegir un trabajo no ajustado de forma voluntaria. Dentro de éstas, encontramos oportunidades de promoción profesional o cambio de carrera (Bender y Heywood, 2011) así como decisiones relacionadas con el tipo de contrato, la proximidad del puesto de trabajo al domicilio o la flexibilidad horaria (Béduwé y Giret, 2011). En estos casos, las consecuencias del desajuste son más amplias y difíciles de determinar.

Debemos concluir, por lo tanto, que las razones del desajuste horizontal son diversas. Este trabajo profundiza en el estudio de este fenómeno analizando su carácter permanente o transitorio, a la vez que tiene en cuenta su doble consideración de ser un hecho relacionado con la demanda laboral y con las decisiones del propio sujeto.

## Objetivos

Los objetivos de la presente investigación son los siguientes. El primero, y principal, es identificar qué variables, demográficas, educativas y/o laborales predicen un mejor ajuste horizontal en el actual-último empleo.

El segundo, describir en qué medida una incorporación inicial al mercado de trabajo ajustada condiciona un adecuado ajuste en el empleo actual-último.

El tercero, analizar las diferencias que se producen en el patrón de influencia de las variables demográficas, educativas y/o laborales en el acceso al primer empleo en relación al actual-último.

## Método

Se ha seguido un diseño *ex-post-facto*, no experimental, transversal y de carácter correlacional-predictivo utilizando datos de encuesta. En esta sección presentamos las características de la muestra, las variables seleccionadas y la técnica de análisis de datos empleada.

## Datos

Utilizamos los datos de la operación estadística *Encuesta de Inserción Laboral de Titulados Universitarios* (EILU) que ha realizado el Instituto Nacional de Estadística (INE, 2014) con el objetivo de proporcionar información sobre diversos aspectos del proceso de transición de la universidad española al mercado laboral. La base de datos recoge la información de la encuesta realizada a titulados universitarios de 1<sup>er</sup> y 2<sup>o</sup> ciclo, y graduados universitarios que finalizaron sus estudios en el curso 2009-2010, junto con otras fuentes de información administrativa oficiales: el Sistema Integrado de Información Universitaria, las Afiliaciones y Bases de Cotización de la Tesorería General de la Seguridad Social, los Contratos y Demandantes de Empleo del Servicio Público de Empleo Estatal y la Base Estatal de Personas con Discapacidad. La recogida de datos se realizó entre septiembre de 2014 y febrero de 2015. El muestreo realizado, de carácter representativo, fue de tipo monoetápico, sin reposición y con probabilidades iguales. Para más detalle sobre el sistema de muestreo véase el documento *Metodología* en INE (2014).

La base de datos, con un total de 30.379 titulados, ofrece información de carácter demográfico y familiar, educación y aprendizaje del titulado, proceso de incorporación al mercado laboral, distancia entre empresa y titulado y movilidad. Han quedado excluidos, para nuestro análisis,



aquellos titulados que trabajaron durante la carrera y no tuvieron otro trabajo remunerado posterior y aquellos que no han trabajado desde que finalizaron sus estudios. Por otra parte, en el análisis del actual-último empleo, sólo han sido considerados aquellos que, además, cambiaron de trabajo respecto al primer trabajo después de la graduación. Considerando únicamente aquellas variables con valores, nuestra muestra final ha sido de 3867 sujetos, 39,6% hombres y 60,4% mujeres. El 60,4% del total tienen menos de 30 años (la encuesta no ofrece datos sobre la media de edad).

## Variables y características de la muestra

Nuestra investigación se basa en una medición subjetiva del desajuste. Así, hemos utilizado como variable dependiente la respuesta a la siguiente pregunta: *Teniendo en cuenta tu trabajo ¿cuál crees que es, o era, el área de estudio más apropiada para este trabajo?*, que es formulada dos veces en el cuestionario para conocer el ajuste en el primer empleo (pregunta nº 62) y el ajuste en el empleo actual o último (pregunta nº 82). En ambas, las categorías de respuesta son: exclusivamente el área de estudios del título de “...” (1); el área de estudios del título de “...” o algún área relacionada (2); un área totalmente diferente (3) y ningún área en particular (4). Con el objetivo de maximizar la capacidad de discriminación de la variable, hemos seguido el planteamiento de autores como Verhaest, Sellami y Van der Velden, (2017) o Allen y Van der Velden (2001) recodificando las cuatro categorías de respuesta en una nueva variable dicotómica con los valores 0, trabajador no ajustado, que recoge las categorías: un área totalmente diferente y ningún área en particular; y 1, trabajador ajustado, que incluye las categorías exclusivamente el área de estudios de “...” y/o el área de estudios del título de “...” o algún área relacionada.

Para la selección de las variables independientes o exógenas hemos seguido una doble estrategia. Por una parte, y como punto de partida, hemos tomado como referencia distintos modelos teóricos en los cuales se describen los factores o componentes que influyen en la empleabilidad de un individuo (véanse las publicaciones de Forrier y Sels, 2003 y Rodríguez-Espinar, Prades, Bernáldez y Castiñeira, 2010). Por otra parte, nos hemos apoyado en una estrategia empírica analizando los factores o variables que son empleados para explicar el desajuste horizontal en

las principales investigaciones al respecto. En este sentido, Somers et ál. (2016) realizan una revisión de un total de 24 publicaciones científicas realizadas sobre el desajuste horizontal durante el periodo comprendido entre 1995 y 2015, identificando en estos estudios un conjunto de variables predictoras que son agrupadas en 3 grandes categorías: variables relacionadas con la educación; variables laborales, relacionadas con el mercado y el puesto de trabajo; y, finalmente, determinantes individuales.

En base a ambos enfoques, teórico y empírico, y a las posibilidades de la base de datos utilizada, hemos diseñado para nuestra investigación una estructura de variables configurada por tres grupos: en primer lugar, las variables demográficas edad y sexo. En segundo lugar, las variables educativas. En este grupo incluimos el área de conocimiento que agrupa las titulaciones del sistema universitario en 5 áreas o ramas de conocimiento. Se ha utilizado el propio sistema de clasificación de la encuesta. Para más detalle, véase el documento Metodología (INE, 2014, p. 17). Además, analizamos otros aspectos de formación relacionados con la mejora de la empleabilidad (Consejo de la Unión Europea, 2014; Liwinski, 2016) como son la realización de prácticas profesionales, la movilidad, otra formación universitaria y competencias como el idioma y el manejo de las TICs.

En un tercer bloque de variables, que denominamos laborales, incluimos la utilidad de las competencias personales (el cuestionario del INE, 2014, recoge en este apartado aspectos de personalidad, habilidades sociales, comunicación y capacidad de trabajar en grupo) y de gestión-planificación en la consecución del empleo actual-último. Se han utilizado dos de los ítems que recoge la pregunta 83 del cuestionario (INE, 2014). La encuesta no ofrece datos de validez y fiabilidad de los mismos. Otras variables de este bloque son: aspectos relativos al acceso al mercado de trabajo (periodo de desempleo y migración por motivos laborales) y aspectos relacionados con las características del empleo (salario, año de inicio en el mismo, tipo de jornada y tipo de contrato). El Informe del Cedefop (Cedefop, 2015) ofrece una revisión de la relación de este tipo de variables con el ajuste.

En la tabla I, se presentan las variables y códigos asignados a las mismas. Para las variables nominales y ordinales se crearon tantas variables dummy como número de categorías tenía la variable menos uno. A la categoría de referencia de estas variables, aquellas con la que se

comparan el resto de categorías, se le asignó el valor 0. La tabla presenta también los porcentajes de trabajadores ajustados en el empleo actual-último y en el primer empleo. Destaca el hecho de que, aproximadamente, 1 de cada 3 encuestados expresan un adecuado nivel de ajuste. No hay grandes diferencias entre ambos empleos. Finalmente, se muestran los porcentajes de trabajadores ajustados en el empleo actual-último para cada una de las categorías de las variables independientes o exógenas.

TABLA I. Variables, códigos y porcentajes de ajuste

Variable/s dependiente/s	Código	Categorías	%sujetos
<b>Ajuste horizontal en el empleo actual-último</b>	DIST_REL1	0: No 1: Sí	22,2% 77,8%
<b>Ajuste horizontal en el primer empleo</b>	PRIMER_AREA	0: No 1: Sí	26,1% 73,9%
<b>Variables independientes</b>			<b>%ajuste empleo actual-último</b>
<b>Demográficas</b>			
<b>Sexo</b>	SEX*	0:Hombre 1:Mujer	40% 60%
<b>Edad</b>	EDAD*	0:Menores de 30 años 1:De 30 a 34 2:35 años o más	66,1% 24,5% 9,4%
<b>Educativas</b>			
<b>Área de conocimiento</b>	RAMA*	0:C.SocialesyJurídicas(SJ) 1:Humanidades(HU) 2:Ciencias(CC) 3:IngenieríayArquitect(IA) 4:Cienciasde laSalud(SA)	40,5% 6,4% 9,5% 24,5% 19,1%
<b>Prácticas académicas curriculares</b>	PRAC_CURR_MES*	0:No hizo 1:Si, un trimestre o menos 2:Más de un trimestre	33,1% 24,2% 42,7%
<b>Prácticas académicas extracurriculares</b>	PRAC_XCURR_MES*	0:No hizo 1:Si, un trimestre o menos 2:Más de un trimestre	67,4% 11,8% 20,8%
<b>Programa de movilidad internacional</b>	EST_MOVI*	0:No 1:Si	83,1% 16,9%
<b>Otros estudios universitarios finalizados</b>	EST2_TIP*	0:No 1:Si	52,5% 47,5%

<b>Nivel primer idioma</b>	NIVEL_IDIOMA1*	0:Bajo/nulo 1:Medio 2:Alto	6,1% 43,7% 50,2%
<b>Manejo TICs</b>	TIC*	0:Básico 1:Avanzado 2:Experto	17,4% 64,3% 18,3%
<b>Laborales (relacionadas con el mercado de trabajo)</b>			
<b>Utilidad de las competencias personales</b>	UTIL_COMP1	Escala Likert. Rango 1-5	Media:4,2
<b>Utilidad de las competencias gestión-planificación</b>	UTIL_COMP2	Escala Likert. Rango 1-5	Media:4
<b>Periodo inicial de desempleo</b>	BUSQ_TTRAB*	0:Menos de 3 meses 1:De 3 meses a un año 2:Más de un año	37,5% 33,8% 28,7%
<b>Migración nacional por motivos laborales</b>	MOV_IN*	0:No 1:Si	81,7% 18,3%
<b>Salario (Base de cotización a la SS.SS)</b>	SALARIO*	0:quintil 1-2 1:quintil 3-5	34,4% 65,6%
<b>Año inicio empleo actual</b>	TRABANIO*	Variable cuantitativa	Moda=2014
<b>Tipo de jornada</b>	TRAB_F4; PRIMER_JOR*	0:Tiempo parcial 1:Tiempo completo	22,2% 77,8%
<b>Tipo de contrato</b>	CONTR_PR; CONTR_ACT*	0:Temporal 1:Indefinido	49,9% 50,1%

\*Dummy

## Procedimiento: Medición del desajuste y técnica de análisis

Observadas, en la Tabla I, importantes diferencias en la proporción de trabajadores ajustados en las distintas variables, planteamos, a continuación, una regresión logística binaria para describir los efectos directos e indirectos de estas variables sobre el ajuste horizontal, según la siguiente fórmula:

$$\text{Logit}[\pi(Y = 1)] = \text{Ln}\left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p$$

Siendo:

$\beta$  cada uno de los coeficientes asociados a cada una de las variables independientes o predictoras,

$\pi_i$ , la probabilidad de acceder a un trabajo ajustado al área de estudio;  
y

$1-\pi_i$  la probabilidad de no ocurrencia de este fenómeno.

El estimador del parámetro  $\beta_p$  es interpretado como la variación en el *Logit* (logaritmo neperiano de la odds-ratio) derivado de un cambio unitario en  $\chi_p$ . La odds-ratio es definida como la razón entre la probabilidad de ocurrencia de un fenómeno en relación a la probabilidad de no ocurrencia del mismo.

Para dar respuesta a los dos objetivos iniciales, se plantea un modelo con tres especificaciones. En la primera se consideran, junto con las variables demográficas, las variables educativas. En un mercado laboral en el que los empleadores poseen escasa información para evaluar la productividad de los trabajadores, podrán utilizar las variables educativas como señales que justifican la contratación (Domadenik et ál, 2013). Asumiendo la idea del ajuste horizontal como indicador de productividad y éxito laboral, planteamos la hipótesis de que éstas deberán tener una influencia relevante en la adecuación formación-empleo.

En la segunda especificación, se han incluido las variables de tipo laboral. Esto nos permitirá conocer la relación independiente de estas variables con el ajuste y en qué medida los efectos de las variables educativas sobre éste pueden estar condicionados por las variables laborales (véase la descripción de efectos directos e indirectos en el estudio de Solis, 2005).

En la tercera especificación, incluimos la variable ajuste en el 1º empleo. Manteniendo constantes el resto de variables, esta especificación nos permitirá contrastar la hipótesis de que, al igual que ocurre en el caso del ajuste vertical (Kiersztyn, 2013), el acceso a un primer trabajo relacionado con sus estudios incrementa las probabilidades de ajuste horizontal en empleos posteriores.

Para el tercer objetivo hemos desarrollado un segundo modelo en el que utilizamos como variable dependiente el ajuste en el primer empleo incluyendo en una única especificación las variables demográficas, educativas y laborales. Algunas de las variables presentadas para el análisis del empleo inicial no se recogen en el cuestionario para el primer

empleo, por lo que ambos modelos no son coincidentes en cuanto a número de variables.

## Resultados

La tabla II recoge los resultados de la estimación para el ajuste horizontal en el empleo actual-último. Este primer modelo incluye sólo aquellos sujetos de la muestra inicial que han cambiado de trabajo respecto al primer empleo después de la graduación, quedando reducida la muestra a 2595 sujetos. Sin considerar ninguna variable predictora, el modelo nulo ofrece un valor de la razón de verosimilitud ( $-2LL$ ) de 2678,129, necesitando el proceso completar 4 ciclos para estimar correctamente el valor de la constante  $\beta_0$ , que es de 1,316. Este modelo clasifica correctamente a un 78,8% de los sujetos y presenta un error estándar de 0,048.

En la parte inferior de la tabla se presentan los resultados de las pruebas de bondad de ajuste global del modelo. La reducción, en las tres especificaciones, del estadístico  $-2LL$  respecto al modelo nulo refleja una mejora en su capacidad predictiva. La significación asociada al coeficiente chi-cuadrado,  $p < 0,000$ , permite rechazar la hipótesis de que el incremento obtenido en el ajuste global del modelo, con la incorporación de las variables, es nulo en las tres especificaciones. Igualmente, la significación del estadístico Hosmer-Lemeshow confirma que el modelo no presenta falta de ajuste. El coeficiente de determinación utilizado ( $R^2$  ajustada) describe un notable incremento en la proporción de varianza explicada al incorporar todas las variables (3ª especificación).

TABLA II. Estimación de efectos para el ajuste horizontal en el empleo actual o último

Variables	Resultados		
	1ª especificación	2ª especificación	3ª especificación
<b>Mujer</b>	-0,025(0,976)	-0,028(0,972)	-0,069(0,934)
<b>30-34años</b>	-0,009(0,991)	-0,011(0,989)	0,012(1,012)
<b>&gt;=35años</b>	-0,384*(0,681)	-0,445**(0,641)	-0,564**(0,569)
<b>HU</b>	-0,719*** (0,487)	-0,533*** (0,587)	-0,384** (0,681)
<b>CC</b>	0,098(1,103)	0,092(1,096)	0,100(1,105)
<b>IA</b>	0,616*** (1,852)	0,467** (1,596)	0,351** (1,421)
<b>SA</b>	1,881*** (6,563)	1,861*** (6,431)	1,476*** (4,376)
<b>Prácticas curriculares (I trimestre)</b>	0,117(1,124)	0,159(1,173)	0,061(1,063)
<b>Prácticas curriculares (&gt;I trimestre)</b>	0,025(1,026)	0,037(1,038)	-0,040(0,960)
<b>Prácticas extracurriculares (I trimestre)</b>	0,125(1,133)	0,251(1,285)	0,323*(1,381)
<b>Prácticas extracurriculares (&gt;I trimestre)</b>	-0,083(0,921)	-0,120(0,887)	-0,158(0,854)
<b>Programa de movilidad internacional</b>	0,084(1,088)	0,093(1,098)	0,013(1,014)
<b>Otros estudios universitarios finalizados</b>	0,142(1,152)	0,204*(1,226)	0,112(1,119)
<b>Nivel de idiomas-medio</b>	0,332(1,394)	0,372*(1,451)	0,516** (1,676)
<b>Nivel de idiomas-alto</b>	0,635** (1,887)	0,577** (1,780)	0,634** (1,886)
<b>Manejo TICs-avanzado</b>	0,014(1,014)	-0,173(0,841)	-0,174(0,840)
<b>Manejo TICs-experto</b>	0,300(1,350)	0,071(1,074)	0,018(1,018)
<b>Utilidad competencias personales</b>		-0,178** (0,837)	-0,187** (0,830)
<b>Utilidad competencias gestión-planificación</b>		0,384*** (1,468)	0,384*** (1,468)
<b>Periodo inicial de desempleo: 3-12 meses</b>		-0,339** (0,713)	-0,276** (0,759)
<b>Periodo inicial de desempleo: &gt;12 meses</b>		-0,241* (0,786)	-0,051 (0,950)
<b>Migración interior por motivos laborales</b>		0,276** (1,317)	0,249* (1,283)
<b>Salario (cotización-quintil 3-5)</b>		0,729*** (2,073)	0,685*** (1,983)

<b>Año inicio empleo actual</b>		-0,259***(0,772)	-0,319***(0,727)
<b>Jornada completa</b>		0,139(1,149)	0,140(1,150)
<b>Contrato indefinido</b>		-0,336***(0,715)	-0,367***(0,693)
<b>Ajuste 1º empleo</b>			1.849***(6,351)
Constante	0,526	520,921	640,743
-2RLL	2526,100	2364,691	2084,332
R <sup>2</sup> Ajustada	0,088	0,177	0,318
Hosmer-Lemeshov (sig)	0,344	0,460	0,844
Porcentaje de clasificación	79,1%	80,3%	82,2%
Chi-cuadrado (sig.)	152,029***	313,438***	593,797***
N=2595			
***p<0,01 **p<0,05 *p<0,1			

La tabla refleja el valor del exponente, su significación estadística y el valor de la odds-ratio.

La primera especificación ofrece los resultados de la estimación para las variables demográficas y educativas. Mientras que el género no afecta al ajuste, sí lo hace la variable edad. Así, un egresado de 35 años o más reduce su probabilidad de acceso a un trabajo ajustado en casi un 32% respecto a otro egresado menor de 30 años ( $p<0,1$ ). Por lo que respecta a las variables educativas, observamos la importante influencia de la titulación que el egresado cursó, agrupada por áreas de conocimiento, en la obtención de un empleo ajustado. Los graduados de SA tienen 6 veces más de probabilidad de conseguir un empleo ajustado que los titulados en SJ (categoría de referencia). Los alumnos de IA también presentan una mayor probabilidad de ajuste. El coeficiente negativo asociado a los titulados de HU refleja la menor probabilidad de ajuste de estos frente a los de la categoría de referencia. Exceptuando el nivel de idiomas, y sólo en su categoría superior, es decir aquellos que manifiestan un nivel alto, el resto de variables educativas estudiadas carecen de valor predictivo respecto al ajuste horizontal.

En la segunda especificación se incorporan al modelo las variables relativas al ámbito laboral. El control de estas variables, nos permitirá conocer si los efectos de las variables educativas sobre el ajuste son directos (independientes) o se encuentran condicionados por factores relativos al ámbito laboral. La incorporación de estas variables en el modelo incrementa notablemente su poder predictivo, con un aumento del porcentaje de la varianza explicada que alcanza un valor del 17,7%. Excepto un mayor peso del nivel de idiomas, no encontramos importantes



cambios en el patrón de influencia de las variables educativas, por lo que podemos considerar que, aunque escasa, la influencia de las mismas es independiente de las variables laborales.

De forma conjunta, este segundo grupo de variables, presenta una relación con el ajuste más importante. Aquellos individuos que manifiestan una mayor utilidad de las competencias personales en su trabajo presentan una menor probabilidad de ajuste. Sin embargo, el incremento en un punto de la valoración que hacen sobre la utilidad de las competencias de gestión y planificación supone un aumento de la probabilidad de ajuste de casi un 50%. La duración del periodo inicial de desempleo guarda una relación inversa con el ajuste. No obstante, ésta sólo es significativa a un nivel  $p < 0,1$  en el caso de los periodos superiores a un año. Aquellos individuos que tuvieron que cambiar de domicilio dentro del país por motivos laborales incrementan su probabilidad de ajuste en más de un 30%. Tres de las cuatro variables que se describen como características del empleo aparecen significativamente asociadas al ajuste. Un mayor salario y una mayor permanencia en el mismo se relacionan con una mayor probabilidad de ajuste. Conviene señalar que el coeficiente negativo asociado a esta última variable indica una menor probabilidad de ajuste en cifras (años) más elevadas y por tanto supone una menor permanencia en el empleo. En cuanto a la tercera variable, tipo de contrato, observamos que tener un contrato indefinido se asocia a una reducción de la probabilidad de ajuste de casi un 29% frente a la tenencia de un contrato temporal (categoría de referencia).

En la tercera especificación se ha incluido la variable predictora: ajuste horizontal en el primer empleo. La varianza explicada por este modelo saturado se incrementa hasta un 31,8% obteniéndose un porcentaje de clasificación correcta de individuos de más de un 82%. Los resultados muestran que aquellos individuos que han accedido al mercado laboral a través de un trabajo ajustado a su área de estudio tienen 6,3 veces más de probabilidad de permanecer en esta situación de ajuste en el empleo actual.

Constatada la influencia que tiene un acceso inicial ajustado al mercado laboral sobre las probabilidades de ajuste en el empleo actual-último, se ofrecen a continuación (ver Tabla III) los resultados del modelo que estima los factores asociados a este ajuste inicial. El valor de la razón de verosimilitud del modelo nulo es de 4734,380. El proceso se ha completado en 3 ciclos y ofrece un valor de la constante  $\beta_0$  de 0,84. El modelo nulo clasifica correctamente a un 69,8% de los sujetos. La

significación estadística asociada al estadístico Chi-cuadrado ( $p < 0,000$ ) nos indica que el modelo es globalmente significativo. Un 12,5% ( $R^2$  ajustada) de la varianza es explicada por este modelo.

Tomados en conjunto, y de forma comparativa a los resultados anteriores, en la tabla III, se aprecian varios hechos importantes: la edad sigue siendo la única variable demográfica significativa, pero, en este caso, en un sentido distinto al empleo actual-último. Los titulados de 35 o más años presentan un 31% más de probabilidad de conseguir un ajuste inicial que los titulados menores de 30 años ( $p < 0,1$ ).

Respecto a la variable educativa, área de estudio, encontramos resultados coincidentes con el análisis anterior. La tabla refleja un alto grado de ajuste en las titulaciones de SA y, en menor medida, en las IA y una menor probabilidad de ajuste en las titulaciones de HU; siempre respecto a la categoría de referencia (SJ).

Observamos que el resto de variables de tipo educativo tienen, en el análisis del ajuste en el primer empleo, una mayor significación. Los graduados que han realizado prácticas curriculares, en periodos superiores a tres meses, presentan una mayor probabilidad de ajuste inicial que los que no las han realizado. Las prácticas académicas de carácter extracurricular ejercen también influencia, pero en un sentido contrario: aquellos graduados que han realizado prácticas de este tipo por un periodo superior a tres meses reducen su probabilidad de ajuste inicial en más de un 15% ( $p < 0,1$ ). Los individuos que han concluido otros estudios universitarios presentan casi un 27% más de probabilidad de acceso a un trabajo inicial ajustado frente a aquellos que no los han realizado o concluido. Los egresados que manifiestan poseer un alto nivel de idiomas y un manejo experto en nuevas tecnologías incrementan su probabilidad de ajuste inicial en más de un 33% y un 27% respectivamente ( $p < 0,1$ ).

En cuanto a las variables de tipo laboral, observamos que un mayor periodo de desempleo inicial afecta negativamente a la probabilidad de ajuste también en el primer empleo. La tabla refleja dos cambios importantes en la influencia de las características del trabajo: los individuos con un primer empleo de jornada completa y un contrato indefinido presentan una mayor probabilidad de ajuste que aquellos cuya jornada es de tipo parcial y poseen un contrato temporal (los incrementos de probabilidad son de un 73% y casi un 19% respectivamente).

**TABLA III.** Estimación de efectos para el ajuste horizontal en el primer empleo.

<b>Variables</b>	<b>Resultados</b>
<b>Mujer</b>	0,121(1,129)
<b>De 30 a 34 años</b>	0,022(1,022)
<b>35 años o más</b>	0,273*(1,314)
<b>HU</b>	-0,403**(0,668)
<b>CC</b>	0,009(1,009)
<b>IA</b>	0,262**(1,300)
<b>SA</b>	1,527****(4,607)
<b>Prácticas curriculares (I trimestre)</b>	0,160(1,173)
<b>Prácticas curriculares (&gt;I trimestre)</b>	0,221****(1,247)
<b>Prácticas extracurriculares (I trimestre)</b>	-0,143(0,867)
<b>Prácticas extracurriculares (&gt;I trimestre)</b>	-0,173*(0,841)
<b>Programa de movilidad internacional</b>	0,112(1,118)
<b>Otros estudios finalizados</b>	0,238****(1,268)
<b>Nivel de idiomas-medio</b>	0,173(1,189)
<b>Nivel de idiomas-alto</b>	0,287*(1,333)
<b>Manejo TICs-avanzado</b>	-0,135(0,874)
<b>Manejo TICs-experto</b>	0,245*(1,278)
<b>Migración interior por motivos laborales</b>	0,057(1,059)
<b>Periodo inicial de desempleo : 3-12 meses</b>	-0,320****(0,726)
<b>Periodo inicial de desempleo : &gt;12 meses</b>	-0,508****(0,601)
<b>Jornada completa</b>	0,548****(1,730)
<b>Contrato indefinido</b>	0,173****(1,189)
Constante	0,072
-2RLL	4377,506
R <sup>2</sup> Ajustada	0,125
Hosmer-Lemeshov (sig)	0,215
Porcentaje de clasificación	69,8%
Chi-cuadrado (sig.)	356,874***
N=3867	
***p<0,01 **p<0,05 *p<0,1	

La tabla refleja el valor del exponente, su significación estadística y el valor de la odds-ratio.

## Discusión y conclusiones

El principal objetivo de nuestra investigación es conocer las variables que mejor predicen un ajuste horizontal en el actual-último empleo. El escaso porcentaje de varianza explicada por la especificación inicial del modelo, que únicamente recoge las variables demográficas y educativas, indica una escasa relación de éstas con el ajuste. La variable área de estudio es la más determinante. Los egresados de SA o IA presentan una mayor probabilidad de desarrollar un trabajo relacionado con su área de estudio frente a sus compañeros de SJ. Se trata de las titulaciones consideradas como 'duras' (Robert, 2014) en el sentido de que capacitan en competencias específicas cumpliendo, por tanto, una fuerte función de señalización para los empleadores. Otros autores apuntan, además, razones de capacidad y decisiones personales al señalar que los estudiantes con una mayor capacidad y motivación tienden a elegir un campo de estudio más exigente y específico (Domadenik et ál. 2013). La situación de mayor desajuste se produce en los titulados en HU. Similares resultados han sido encontrados por autores como Robert (2014), Robst (2007a), Rodríguez-Esteban (2014) y Wolbers (2003).

Un nivel medio o alto de idiomas es el segundo factor educativo que predice un buen ajuste. Otras variables relativas a la formación, como la realización de prácticas académicas, la movilidad, la finalización de otros estudios o, incluso, el manejo de TICs, no guardan relación con el ajuste horizontal. A pesar de la importancia que se atribuye a estos factores en la mejora de la empleabilidad (Consejo de la Unión Europea, 2014; OECD, 2015), su influencia en las distintas modalidades de ajuste no ha sido siempre apoyada por la investigación (Caroleo y Pastore, 2012). Asumiendo la idea de que la adquisición de competencias específicas incrementa la probabilidad de ajuste mientras que la adquisición de competencias generales reduce esta probabilidad y facilita la movilidad del trabajador entre distintos sectores (Nordin et ál. 2010; Sicherman y Galor, 1990), podemos considerar que estamos ante iniciativas que capacitan al individuo, en mayor medida, en este segundo tipo de competencias.

Así, y tomados en conjunto, estos resultados nos permiten describir un sistema formación-empleo, en nuestro país, con dos sectores claramente diferenciados. Por una parte, un sector (SA o IA), con un menor número de categorías ocupacionales pero definidas, donde encontramos graduados

desarrollando un trabajo directamente relacionado con su área de estudio y que demanda un alto nivel de habilidades ocupacionales específicas, incluyendo además el manejo de una segunda lengua. Por otra parte, otro sector, más amplio, en el que incluimos las áreas de HU y SJ, que presenta no solamente mayores tasas de desempleo (MEC, 2015), sino un menor grado de ajuste de sus trabajadores. Este sector se caracteriza además por demandar otro tipo de habilidades de carácter más genérico o transversal lo que favorece que el acceso al mismo pueda producirse desde distintas titulaciones. La relación inversa de la utilidad laboral de las competencias personales sobre el ajuste refuerza esta idea.

Además de ésta última, otras variables laborales como la migración por motivos de trabajo, la permanencia en el empleo o el salario, aparecen asociadas con mayor fuerza al ajuste horizontal que las de tipo educativo. La influencia de estas características en el ajuste está en consonancia con los resultados encontrados por Wolbers (2003) y apoyan la idea de Somers et ál., (2016) quienes entienden que cuando los trabajadores encuentran un empleo ajustado a su estudio y sus retornos educativos alcanzan un determinado nivel, tienen menos incentivos para cambiar de empleo.

En relación al segundo objetivo, en línea con lo encontrado por Robert (2014), concluimos que aquellos individuos que acceden a un mercado de trabajo de forma ajustada mejoran su probabilidad de permanecer en un posterior empleo relacionado con su área de estudio. Gil-Galván (2012) señala que una transición fluida del sistema educativo universitario al mercado laboral requiere que los titulados estén correctamente asignados a puestos de trabajo iniciales relacionados con sus estudios por lo que un acceso inicial al mercado laboral en un trabajo desajustado prolonga y hace más difícil la transición a un trabajo adecuado. Baert, Cockx y Verhaest (2013) explican este efecto de ‘atrapamiento’ por una combinación de varios factores, tales como una menor intensidad de búsqueda de empleo, inversiones en capital humano específicas para el empleo o la habitación.

El tercer objetivo es analizar si el patrón de influencia de estas variables ha sido distinto en el acceso al primer empleo respecto al actual-último. Nuestra conclusión es similar: las variables de tipo laboral guardan una mayor relación con el ajuste horizontal que las de tipo educativo y demográfico. No obstante, resaltamos dos diferencias importantes. La primera diferencia es la influencia de ciertas variables

educativas como la realización de prácticas académicas extracurriculares o la finalización de otros estudios universitarios. El efecto de señalización de estas variables en el mercado de trabajo parece concentrarse sólo en las etapas iniciales de la carrera. Consideramos que otros aspectos de la trayectoria laboral del individuo, especialmente la formación en el puesto de trabajo, (Domadenik et ál. 2013; OECD, 2015), pueden ser más determinantes en el ajuste actual. La segunda diferencia es la mayor influencia de ciertas variables laborales, destacando el periodo inicial de desempleo. Encontramos varias explicaciones a este resultado que ha sido constatado también por Robert (2014) o Robst (2007a). Por un lado, podemos estar ante un sector de trabajadores ‘más débiles’ en el mercado laboral que necesitan encontrar un empleo más rápido teniendo que aceptar desajustes en relación a su formación (Caroleo y Pastore, 2012). Por otro lado, tal y como establece la Teoría de la Movilidad Ocupacional (Sicherman y Galor, 1990), podemos entender este hecho como una decisión personal de los individuos que aceptan situaciones de desajuste inicial con el objetivo de desarrollar una futura trayectoria laboral ascendente. Esto explicaría la incidencia de esta variable en el desempleo inicial pero no tanto en el último.

En síntesis, nuestros resultados indican que el perfil que ofrece un mejor ajuste horizontal es el de un trabajador titulado en SA o IA, con un alto nivel de idiomas, al que le resultan muy útiles en su trabajo sus competencias de gestión y/o planificación y que ha tenido que migrar por motivos laborales, dentro del territorio nacional. Su permanencia en el empleo actual es alta, posee un contrato temporal y un salario medio-alto. Además, su primer empleo estuvo también relacionado con su área de estudios. Contrariamente a nuestra hipótesis de partida, las variables educativas ejercen un escaso peso sobre el ajuste horizontal, apoyando la idea de autores como Planas (2014) de que las relaciones formación-empleo en la sociedad actual quedan definidas por numerosos factores. Conocer estos factores relacionados con el ajuste horizontal es necesario y útil, pero este ajuste no siempre es la situación laboral óptima. Por un lado, pueden existir decisiones por parte de los empleadores que demandan otro tipo de habilidades genéricas o a adquirir en el puesto del trabajo. Por otro lado, los propios trabajadores parecen tomar decisiones endógenas que afectan al desajuste (Nordin et ál, 2010; Robst, 2007b).

Nuestra investigación supone un aporte relevante al análisis de la empleabilidad de los graduados al recoger la influencia simultánea de

un amplio conjunto de variables demográficas, educativas y laborales en la relación formación-empleo. Conviene, sin embargo, insistir en que las situaciones de desajuste son inevitables, y no siempre negativas, en un mercado en el cual los trabajadores con similares perfiles educativos, pero distintas preferencias, pueden poder tomar decisiones libremente. Esto no debe implicar necesariamente una modificación de los sistemas de formación. En consonancia con la propuesta de Kim et ál. (2016), consideramos relevante desarrollar nuevos estudios que permitan conocer esta heterogeneidad no observada y profundizar en el efecto sobre el ajuste de estas decisiones personales de los individuos.

## Referencias bibliográficas

- Alba-Ramirez, A. & Blázquez, M. (2004). "Types of Job Match, Overeducation and Labour Mobility in Spain", en F. Buchel, A. de Grip and A. Mertens (eds.), *Overeducation In Europe: Current Issues In Theory and Policy*. Edward Elgar, Cheltenham. Recuperado de: [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=498542](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=498542)
- Allen, J. & Van der Velden, R. (2001). Educational Mismatches versus Skill Mismatches: Effects on Wages, Job Satisfaction, and On-the-Job Search. *Oxford Economic Papers*. 53(3), 434-52. doi: 10.1093/oep/53.3.434
- Badillo-Amador, L.; López-Nicolás, A. & Vila, L. (2012). The consequences on job satisfaction of job-worker educational and skill mismatches in the Spanish labour market: a panel analysis. *Applied Economics Letters*. 19(4), 319-324. doi:10.1080/13504851.2011.576999
- Baert, S. Cockx, B. & Verhaest, D. (2013). Overeducation at the Start of the Career: Stepping Stone or Trap? *Labour Economics*. 25, 123-140. doi: 10.1016/j.labeco.2013.04.013
- Becker, G. (1964). *Human Capital-A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press.
- Bédoué, C & Giret, J-F. (2011). Mismatch of vocational graduates: What penalty on French labour market?, *Journal of Vocational Behavior*. 78(1), 68-79. doi: 10.1016/j.jvb.2010.09.003

- Bender, K. & Heywood, J. (2011). Educational mismatch and the careers of scientists. *Education Economics*, 19, 253-274. doi: 10.1080/09645292.2011.577555
- Caroleo, F. & Pastore, F. (2012). Overeducation at a Glance: Determinants and Wage Effects of the Educational Mismatch, Looking at the Alma Laurea Data. *IZA Discussion Paper*, No. 7788. Recuperado de <http://ftp.iza.org/dp7788.pdf>
- Cedefop (2015). *Skills, qualifications and jobs in the EU: the making of a perfect match? Evidence from Cedefop's European skills and jobs survey*. Luxembourg: Publications Office. Cedefop reference series; No 103. doi: 10.2801/606129
- Consejo de la Unión Europea (2014). *Recomendación del Consejo, de 10 de marzo de 2014, sobre un marco de calidad para los períodos de prácticas*. Diario Oficial de la Unión Europea, C 88/1.
- Corominas, E., Villar, E., Saurina, C. & Fábregas, M. (2012). Construcción de un Índice de Calidad Ocupacional (ICO) para el análisis de la inserción profesional de los graduados universitarios. *Revista de Educación*, 357, 351-374. doi: 10.4438/1988-592X-RE-2011-357-064
- Dolton, P. & Silles, S. (2001) Over-Education in the Graduate Labour Market: Some Evidence from Alumni Data. *Discussion Paper no. 9*, London School of Economics.
- Domadenik, P., Farčnik, D. & Pastore, F. (2013). Horizontal Mismatch in the Labour Market of Graduates: The Role of Signalling. *IZA Discussion Papers*, No. 7527.
- European Parliament (2015). *Labour Market Shortages in the European Union: Study for the EMPL Committee*. Brussels: Directorate General for Internal Policies, Policy Department A. Economic and Scientific Policy. IP/A/EMP/ST/2013-06.
- Flisi, S., Goglio, V., Meroni, E., Rodrigues, M. & Vera-Toscano, E. (2014). *Occupational mismatch in Europe: Understanding Overeducation and Overskilling for Policy Making*. JRC Science and Policy reports, European Commission, Luxemburg. Recuperado de <http://publications.jrc.ec.europa.eu/repository/bitstream/JRC89712/occupational%20mismatch%20in%20europe.pdf>
- Forrier, A. & Sels, L. (2003). The concept employability: A complex mosaic. *International Journal of Human Resource Development and Management*, 3(2), 103-124. doi: 10.1504/IJHRDM.2003.002414



- Gil-Galván, R. (2012). Professional guidance for transition to working life: analysis from a gender perspective. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*. 46, 3197 – 3201. doi: 10.1016/j.sbspro.2012.06.036
- ILO (2014) *Skills mismatch in Europe*. International Labour Office (Geneva). Recuperado de [http://www.ilo.org/global/statistics-and-databases/WCMS\\_315623/lang--en/index.htm](http://www.ilo.org/global/statistics-and-databases/WCMS_315623/lang--en/index.htm)
- INE (2014). Encuesta de inserción laboral de los titulados universitarios. Recuperado de: [http://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica\\_C&cid=1254736176991&menu=ultiDatos&idp=1254735976597](http://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176991&menu=ultiDatos&idp=1254735976597).
- Iriondo, I. & Pérez-Amaral, T. (2016). The effect of educational mismatch on wages in Europe. *Journal of Policy Modeling*. 38, 304–323. doi: org/10.1016/j.jpolmod.2015.12.008
- Kiersztyn, A. (2013). Stuck in a mismatch? The persistence of overeducation during twenty years of the post-communist transition in Poland. *Economics of Education Review*. 32, 78–91. doi: 10.1016/j.econedurev.2012.09.009
- Kim, H., Ahn, S. & Kim, J. (2016). The income penalty of vertical and horizontal education-job mismatches in the Korean Youth Labor Market: A quantile regression approach. *Hitotsubashi Journal of Economics*. 57(1), 67-90. Recuperado de <https://hermes-ir.lib.hit-u.ac.jp/rs/bitstream/10086/27941/1/HJeco0570100670.pdf>
- Kucel, A., & Vilalta-Bufí, M. (2013). Why do tertiary education graduates regret their study program? A comparison between Spain and the Netherlands. *Higher Education*. 65(5), 565-579. doi: 10.1007/s10734-012-9563-y
- Liwinski, J. (2016). *Does it pay to study abroad? Evidence from Poland*. 6th Economics & Finance Conference, OECD Headquarters, 06 September 2016, Paris and University of Warsaw, working papers 25/2016. Recuperado de <https://www.econstor.eu/handle/10419/171926>
- Meliciani, V. (2016). *Overeducation and overskill in the Italian labour market: the role of fields of study*. CIMR Research Working Paper Series Working Paper No. 33. Recuperado de [https://www.researchgate.net/publication/316127954\\_Overeducation\\_and\\_overskill\\_in\\_the\\_Italian\\_labour\\_market\\_the\\_role\\_of\\_fields\\_of\\_study](https://www.researchgate.net/publication/316127954_Overeducation_and_overskill_in_the_Italian_labour_market_the_role_of_fields_of_study)
- MECD (2015). *Datos y cifras del sistema universitario español (Curso 2014-2015)*. Madrid: Ministerio de Educación, Cultura y Deporte.

- Michavila, F., Martínez, J. M., Martín-González, M., García-Peñalvo, F. J. & Cruz-Benito, J. (2016). *Barómetro de Empleabilidad y Empleo de los Universitarios en España, 2015* (Primer informe de resultados). Madrid: Observatorio de Empleabilidad y Empleo Universitarios.
- Morgado, A., Sequeira, T., Santos, M., Ferreira-Lopes, A. & Reis, A. (2015). Measuring labour mismatch in Europe. *Social Indicators Research*. 129(1), 161–179. doi: 10.1007/s11205-015-1097-0
- Nordin, M., Persson, I., & Rooth, D. O. (2010). Education-occupation mismatch: Is there an income penalty? *Economics of Education Review*. 29(6), 1047-1059. doi: 10.1016/j.econedurev.2010.05.005
- OECD (2014). *Education at a Glance 2014*: OECD Indicators. Recuperado de: <http://dx.doi.org/10.1787/eag-2014-en>
- OECD (2015). *Skills Strategy. Informe de Diagnóstico. España. 2015*. Recuperado de: [http://www.oecd.org/skills/nationalskillsstrategies/Spain\\_Diagnostic\\_Report\\_Espagnol.pdf](http://www.oecd.org/skills/nationalskillsstrategies/Spain_Diagnostic_Report_Espagnol.pdf)
- Pineda-Herrero, P., Agud-Morell, I. & Ciraso-Calí, A. (2016). Factores que intervienen en la inserción laboral de los titulados en Educación en tiempos de crisis: un estudio sobre Cataluña. *Revista de Educación*. 372, 141-169. doi: 10.4438/1988-592X-RE-2015-372-318
- Planas, J. (2014) *Adecuar la oferta de educación a la demanda de trabajo ¿Es posible?*. México, ANUIES.
- Robert, P. (2014). Job mismatch in early career of graduates under post-communism. *International Journal of Manpower*. 35(4), 500-513. doi: 10.1108/IJM-05-2013-0113
- Robst, J. (2007a). Education and job match: The relatedness of college major and work. *Economics of Education Review*. 26, 397–407. doi: 10.1016/j.econedurev.2006.08.003
- Robst, J. (2007b). Education, college major, and job match: Gender differences in reasons for mismatch. *Education Economics*. 15(2), 159–175. doi: 10.1080/09645290701263070
- Rodríguez Espinar, S., Prades, A., Bernáldez, L. & Sánchez Castiñeira, S. (2010). Sobre la empleabilidad de los graduados universitarios en Catalunya: del diagnóstico a la acción. *Revista de educación*. 351, 107-137.
- Rodríguez-Esteban, A. (2014). *El ajuste entre formación y empleo de los universitarios en España. Incidencia de factores educativos y familiares en el ajuste laboral de tipo horizontal*. Saarbrücken: Publicia.

- Sicherman, N., & Galor, O. (1990). A theory of career mobility. *Journal of Political Economy*. 98(1), 169–192.
- Sloane, J. (2003). Much ado about nothing? What does the overeducation literature really tell us? En F. Büchel, A. de Grip, & A. Mertens (Eds.), *Overeducation in Europe* (pp. 11–48). Cheltenham: Edward Elgar.
- Solís, P. (2005) Cambio estructural y movilidad ocupacional en Monterrey, México. *Estudios Sociológicos*. 23(67), 43-74. Recuperado de: <https://www.jstor.org/stable/40420861e>
- Somers, M., Cabus, S., Groot, W. & Maassen van den Brink, H. (2016). *Horizontal Mismatch between Employment and the Field of Education: Evidence from a Systematic Literature Review*. Tier working paper series. Tier WP16/02
- Teichler, U. (2007). Does Higher Education Matter? Lessons from a Comparative Graduate Survey. *European Journal of Education*. 42(1), 11-34. doi: 10.1111/j.1465-3435.2007.00287.x
- Thurow, L. (1975). *Generating Inequality*. New York: Basic Books.
- Verhaest, D.; Sellami, S. & Van der Velden, R. (2017) Differences in horizontal and vertical mismatches across countries and fields of study. *International Labour Review*. 156(1), 1-23. doi: doi.org/10.1111/j.1564-913X.2015.00031.x
- Vila, L., Garcia-Aracil, A. & 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. doi: 10.1080/00221546.2007.11778965
- Wolbers, M. (2003). Job Mismatches and their Labour-Market Effects among School-Leavers in Europe. *European Sociological Review*. 19(3), Pages 249–266. doi: 10.1093/esr/19.3.249

**Dirección de contacto:** María José Vieira Aller. Universidad de León. Departamento de Psicología, Sociología y Filosofía. Facultad de Educación, Campus de Vegazana s/n, 24071, León. Email: maria.vieira@unileon.es

# An analysis of the employability of Spanish graduates through the Horizontal Match

## Un análisis de la empleabilidad de los universitarios en España a través del ajuste horizontal

DOI: 10.4438/1988-592X-RE-2019-384-411

Agustín Rodríguez-Esteban

Javier Vidal

María-José Vieira

*Universidad de León*

### **Abstract**

In addition to the studies that analyse the relationship between the level of training and the demands of the job (vertical match), in recent decades a new line of research has aroused that analyses the match between the field of study of the graduate and the demands of the job. This phenomenon is known as horizontal match. The objective of this research is to describe the main demographic, educational and labour variables that predict a better adjustment both in current and in the first employment of university graduates.

Based on the data from the Survey of the Labour Insertion of University Graduates conducted by the National Statistics Institute in Spain, we have proposed a logistic regression model that allows us to describe the direct and indirect effects of demographic, educational and labour variables on horizontal match.

Our results confirm a low influence of the educational and demographic variables on the adjustment in current employment. The adjustment in the initial employment improves the probabilities of adjustment in the work trajectory. In addition, the influence of educational variables is greater in the first job. These results point to the influence that certain personal decisions of the subject may have on this phenomenon.

**Keywords:** Horizontal match, employability, graduates, labour market, professional competences

### Resumen

Además de los estudios que analizan la relación entre el nivel de formación y las exigencias del puesto de trabajo (ajuste vertical), en las últimas décadas ha cobrado importancia una nueva línea de investigación que analiza el grado de relación entre el área de estudio del egresado y su desempeño laboral. Este fenómeno es conocido como ajuste horizontal. La presente investigación tiene como objetivo describir las principales variables demográficas, educativas y laborales que predicen un mejor ajuste, tanto en el empleo actual-último, como en la incorporación inicial al mercado de trabajo de los universitarios.

A partir de los datos de la Encuesta de Inserción Laboral de Titulados Universitarios realizada por el Instituto Nacional de Estadística en España, hemos planteado un modelo de regresión logística que nos permite describir los efectos directos e indirectos de estas variables sobre el fenómeno estudiado.

Nuestros resultados constatan una escasa influencia de las variables educativas y demográficas sobre el ajuste en el empleo-actual. El ajuste en el empleo inicial mejora las probabilidades de ajuste en la trayectoria laboral. Además, la influencia de las variables educativas es mayor en el primer empleo. Estos resultados apuntan a la influencia que sobre este fenómeno pueden tener ciertas decisiones personales del sujeto.

**Palabras Clave:** Ajuste horizontal, empleabilidad, universitarios, mercado laboral, competencias profesionales.

## Introduction

In recent decades, employability indicators have become important references through which higher education is assessed by governments, employers and students (Teichler, 2007). Although unemployment rates decrease as the educational level increases (OECD, 2014), the unemployment rate of university graduates in Spain remains very high, ranging from 11% in the case of 25 to 64-year-old men and 13% in the case of women in the same age group. These data double the average values of the European Union (MECD, 2015). However, the analysis of university students' access to the labour market has moved from being carried out solely in terms of employment rates to including other indicators that

define the so-called labour success or quality in work (Corominas, Villar, Saurina, & Fábregas, 2012; Pineda-Herrero, Agud-Morell, & Ciraso-Calí, 2016). From the perspective of the economics of education, a match between the training received and the demands of the job becomes a key indicator and thus appears in recent reports, both in the international (OECD, 2015) and in the Spanish national context (Michavila, Martínez, Martín-González, García-Peñalvo, & Cruz-Benito, 2016).

From another point of view, however, this model has been criticised in terms of adaptationist (Planas, 2014). In contrast to a vision of training–employment relations aimed at favouring the adjustment between training specialisation and jobs, this perspective postulates a greater autonomy of training systems with respect to the labour market given the flexibility and dynamism of the market, and the imperfect information on the productive characteristics of its future workers. It is also considered that there are numerous reasons that may lead individuals to work in fields of knowledge other than those they studied (Robst, 2007b). Including these, are better wages or family–work conciliation.

The study of horizontal match is important due to two characteristic features of the Spanish context of higher education and employment: the first of these is the differences between labour market insertion data according to the field of study. The fields of study in which there is a better match are Sciences (hereinafter SC) or Health Sciences (hereinafter HS). In contrast, graduates who majored in Humanities (hereinafter HU) have a worse education–job match (MECD, 2015). Secondly, the Spanish university system is characterised by providing its students with a higher level of general skills in relation to other countries (see the study by Kucel and Vilalta-Bufí, 2013, for a comparison with the Dutch case). It is therefore convenient to analyse the consequences of these facts in the education–job match of our university graduates.

## **Education-job match**

### **Theoretical framework and empirical evidence**

The literature shows different approaches to the study of the education–job match, both conceptual and methodological, which have given rise to different typologies and classifications of this phenomenon (see

that carried out by Flisi, Goglio, Meroni, Rodrigues, & Vera-Toscano, 2014). Vertical match refers to the adequacy of the level of studies to the occupational status. There are many studies about this, with those that analyse its impact on wages or job satisfaction being more frequent (Alba-Ramirez & Blázquez, 2004; Dolton & Silles, 2001; Meliciani, 2016; Nordin, Persson, & Rooth, 2010; Pineda-Herrero et al., 2016). Recent studies such as those carried out by Iriundo and Pérez-Amaral (2016), the International Labour Organisation (ILO, 2014) or the European Centre for the Development of Vocational Training (Cedefop, 2015) show comparative data from European countries. However, in recent years, another type of education–job match that describes the relationship between the field of study and work performance has acquired relevance. This second type is called ‘horizontal match’ (Domadenik, Farčnik, & Pastore, 2013; Robst, 2007a; Teichler, 2007).

The study of horizontal match is necessary for several reasons. The first one is that the non-coincidence between the field of study and work performance is presented as a costly phenomenon for the economy (European Parliament, 2015; OECD, 2015). Another reason is its high incidence in the labour market. The research carried out by Somers, Cabus, Groot, and Maasen van den Brink (2016), reviewing 20 studies on horizontal mismatch, shows data ranging from 7% to 63% of mismatched workers. Morgado, Sequeira, Santos, Ferreira-Lopes, and Reis (2015) use a methodology of aggregated indicators that allows the comparison of data from different countries. They analyse the situation in 30 European countries over a period of 8 years, finding horizontal mismatch data ranging from 25% to 50%. Spain stands out as one of the countries with the highest values, along with Norway and Estonia. In the same way, the report prepared by Michavila et al. (2016) presents horizontal mismatch data in Spain of 27.6%.

Some of the explanatory theories of this fact consider it as a phenomenon of temporary character that takes place mainly in the initial stages of the employment trajectory, offering two types of explanations: on the one hand, the Theory of Human Capital (Becker, 1964) indicates that companies need to adjust their production processes in order to take maximum advantage of the human capital of individuals. On the other hand, the Occupational Mobility Theory (Sicherman & Galor, 1990) points out that the individuals themselves may be interested in developing, in the initial stages of their career, mismatched jobs as long as they

obtain, by means of these, experience and training that facilitate better future jobs. Several studies such as Meliciani (2016) or Alba-Ramirez and Blázquez (2004), for the Spanish case, show empirical revisions of these theories. In contrast, other theories support the idea of mismatch as a persistent phenomenon. Among them, the Theory of Job Competition (Thurow, 1975). This theory considers that the main labour skills are acquired through experience and on-the-job training, so that workers who have initial mismatched jobs in their careers may not acquire these skills and will come out of this situation with difficulty. Empirical support for this theory can be found in studies such as those by Caroleo & Pastore (2012), Iriondo & Pérez-Amaral (2016) and Kiersztyn (2013).

Furthermore, besides these two explanations about why individuals choose mismatched jobs at the beginning of their professional careers, other reasons may condition this decision.

## Reasons for the mismatch

It is frequently assumed that an individual chooses to study a higher education degree in a particular field of study with the expectation of working in an occupation related to this field (Domadenik et al., 2013; Nordin et al., 2010). Thus, Spanish graduates point out the relationship between education and employment as the second most important criterion for choosing a job, after income (Michavila et al., 2016). However, from the perspective of individual decisions, we assume the approach of Robst (2007b), who identifies two types of reasons that may lead an individual to choose a job that does not match with the training received: reasons related to demand and reasons related to supply.

The first group is formed by those situations in which the individual wishes to achieve an adequate education–job match, but does not achieve it due to the circumstances of the labour market. Primary among these reasons is the increase in supply that caused massive access to higher education (Sloane, 2003). Given the imbalances between supply and demand and the scarce information that employers have about non-educational skills of potential workers, authors such as Domadenik et al. (2013) argue that employers will use certain educational signals as productivity indicators that will condition hiring decisions. The consequences for the worker of this type of non-voluntary mismatch are



several. The effects of lower wages have been widely studied (Kim, Ahn, & Kim, 2016; Nordin et al., 2010; Robst, 2007a) and negative effects on job satisfaction have also been found (Badillo-Amador, López-Nicolas, & Vila, 2012; Vila, García-Aracil, & Mora, 2007). In the second group, supply-related reasons, we find those personal decisions that may lead an individual to choose a mismatched job on a voluntary basis. Within these, most studied are opportunities for professional promotion or career change (Bender & Heywood, 2011) as well as decisions related to the type of contract, proximity between workplace and home or time flexibility (Béduwé & Giret, 2011). In these cases, the consequences of the education–job mismatch are wider and more difficult to determine.

We must conclude, therefore, that the reasons for horizontal mismatch are diverse. This study examines this phenomenon in depth by analysing its permanent or transitory nature, while taking into account reasons related to labour demand as well as those related to individual decision-making.

## Aims

The aims of this study are the following. The first, and main objective, is to identify which type of variables, demographic, educational and/or labour, predict a better horizontal match in the current/last job.

The second is to describe whether horizontal match in the first job influences an adequate match in the current/last job.

The third is to analyse the differences that occur in the pattern of influence of demographic, educational and/or labour variables between the access to the first job in relation to the current/last job.

## Methods

Using survey data, an *ex post facto*, non-experimental, cross-sectional and correlational-predictive design has been developed. In this section, the characteristics of the sample, the selected variables and the data analysis technique are explained.

## Data

We use the data from the Survey of Labour Insertion of University Graduates (EILU), which is carried out by the Spanish National Institute of Statistics (INE, 2014) in order to provide information on various aspects of the transition process from university studies to the labour market in Spain. The database collects information from university graduates who completed their studies in the academic year 2009–2010, together with other official sources of administrative information: the Integrated University Information System, the Affiliations and Contribution Bases of the General Treasury of Social Security, the Employment Contracts and Applicants of the Public Employment Service of the State and the State Database of Persons with Disabilities. Data collection took place between September 2014 and February 2015. Sampling carried out was representative, single-stage, without replacement and with equal probabilities. For more details on the sampling system, see the document Methodology in INE (2014).

The database, with a total of 30,379 graduates, collects the following type of data from the graduates: demographic and family information, education and training, transition process into the labour market, adjustment between training and job demands, and mobility. In this study, we exclude from the database those graduates who worked during their university studies and did not have any subsequent paid job, and those who have not worked since completing their studies. On the other hand, in the analysis of the current/last job, only those who changed jobs with respect to the first job after graduation have been considered. Considering these criteria, the final sample is comprised of 3867 graduates, 39.6% men and 60.4% women. Of the total 60.4% are under 30 years of age (the survey does not provide data on average age).

## Variables and characteristics of the sample

Our research is based on a subjective measurement of the mismatch. Thus, we have used as a dependent variable the answer to the following question: *Taking into account your job, what do you think is, or was, the most appropriate field of study for this job?* This question is formulated twice in the questionnaire. Firstly, to know the match in the first job

(question no. 62) and, secondly, to know the match in the current or last job (question no. 82). In both, the answer categories are: exclusively the field of study of the degree of ‘...’ (1); the field of study of the degree of ‘...’ or some related field of study (2); a totally different field (3) and no particular field (4). In order to maximise the discrimination capacity of the variable, we have followed the approach of authors such as Verhaest, Sellami, and Van der Velden, (2017) or Allen and Van der Velden (2001) recoding the four categories into a new dichotomous variable with the values 0, mismatched worker, which collects the categories (3) and (4): a totally different field and no particular field; and 1, matched worker, which includes the categories (1) and (2): exclusively the field of study and some related field of study.

A double strategy has been followed for the selection of independent or exogenous variables. On the one hand, and as a starting point, we have taken as a reference different theoretical models in which the factors or components that influence the employability of an individual are described (see the publications of Forrier & Sels, 2003 and Rodríguez-Espinar, Prades, Bernáldez, & Castiñeira, 2010). On the other hand, we have relied on an empirical strategy analysing the factors or variables that are used to explain the horizontal mismatch in the main studies in this regard. In this sense, Somers et al. (2016) carry out a review of a total of 24 scientific publications on horizontal mismatch from 1995 to 2015 and identify in these studies a set of predictor variables that are grouped into three main categories: variables related to education; labour variables, related to the market and the job position; and, finally, individual determinants.

On the one hand, and as a starting point, we have taken as reference different theoretical models in which the factors or components that influence the employability of an individual are described (see the publications of Forrier & Sels, 2003 and Rodríguez-Espinar et al., 2010). On the other hand, we have relied on an empirical strategy analysing the factors or variables that are considered to explain the horizontal mismatch in the main studies in this regard. In this sense, Somers et al. (2016) conducted a review of a total of 24 scientific publications on the horizontal mismatch during the period between 1995 and 2015, identifying in these studies a set of predictor variables that are grouped into three major categories: training, labour conditions, and individual determinants.

Based on both theoretical and empirical approaches, and the possibilities of the database, we have considered three groups of variables: demographic, educational and labour variables. Firstly, demographic variables include age and sex. Secondly, educational variables include the field of study of the university degree, and other variables of training associated to better employability (Council of the European Union, 2014; Liwinski, 2016), such as professional internships (curricular and extracurricular), mobility, having attained additional university degrees, and others such as foreign language and information communication technology (hereinafter ICT) skills. The survey's own classification system has been used. For more detail, see the document Methodology (INE, 2014, p. 17).

Finally, labour variables include the relevance of personal and management skills in the attainment of the current/last job (the INE questionnaire, 2014, includes in this section aspects of personality, social skills, communication and team-working competences). Two of the items included in question 83 of the questionnaire (INE, 2014) were used. The survey does not provide data on their validity and reliability. Other variables in this group are: access to the labour market (period of unemployment and migration for labour reasons) and characteristics of the employment (salary, year of beginning, type of work day and type of contract). The Cedefop Report (Cedefop, 2015) offers a review of the relationship of these variables with education–job match.

In Table I, variables and their codification are presented. For the nominal and ordinal variables, there were created as many dummy variables as the number of categories in these variables minus one. The reference category of these variables, with which the rest of the categories are compared, was assigned the value 0. The table also presents the percentages of matched workers in the current/last job and in the first job. The fact that approximately 1 in 3 respondents expresses an adequate level of match stands out. There are no relevant differences between the two jobs. Finally, the percentages of matched workers in the current/last job are shown for each of the categories of independent or exogenous variables.

TABLE I. Variables, codes and education-job match percentages

Dependent variable(s)	Code	Categories	Subjects (%)
<b>Horizontal match in the current/last job</b>	DIST_REL1	0: No 1: Yes	22.2% 77.8%
<b>Horizontal match in the first job</b>	PRIMER_AREA	0: No 1: Yes	26.1% 73.9%
<b>Independent variables</b>			<b>Current/last job match (%)</b>
<b>Demographic variables</b>			
<b>Sex</b>	SEX*	0: Male 1: Female	40% 60%
<b>Age</b>	EDAD*	0: Under 30 years of age 1: From 30 to 34 2: 35 years or more	66.1% 24.5% 9.4%
<b>Educational variables</b>			
<b>Field of study</b>	RAMA*	0: Social and legal sciences (SS) 1: Humanities (HU) 2: Sciences (SC) 3: Engineering and Architecture (EA) 4: Health Sciences (HS)	40.5% 6.4% 9.5% 24.5% 19.1%
<b>Professional internships (curricular)</b>	PRAC_CURR_MES*	0: Not done 1: Yes, 3 months or less 2: More than 3 months	33.1% 24.2% 42.7%
<b>Professional internships (extracurricular)</b>	PRAC_XCURR_MES*	0: Not done 1: Yes, 3 months or less 2: More than 3 months	67.4% 11.8% 20.8%
<b>International Mobility Programme</b>	EST_MOVI*	0: No 1: Yes	83.1% 16.9%
<b>Other university degrees</b>	EST2_TIP*	0: No 1: Yes	52.5% 47.5%
<b>Foreign language level</b>	NIVEL_IDIOMA1*	0: Low / null 1: Middle 2: High	6.1% 43.7% 50.2%
<b>ICT skills</b>	TIC*	0: Basic 1: Advanced 2: Expert	17.4% 64.3% 18.3%
<b>Labour variables</b>			
<b>Personal skills</b>	UTIL_COMP1	Likert scale. Range 1-5	Average:4.2
<b>Management-planning skills</b>	UTIL_COMP2	Likert scale. Range 1-5	Average:4

<b>Initial period of unemployment</b>	BUSQ_TTRAB*	0: Less than 3 months 1: From 3 months to a year 2: More than 1 year	37.5% 33.8% 28.7%
<b>National migration for work reasons</b>	MOV_IN*	0: No 1: Yes	81.7% 18.3%
<b>Salary (basis of contribution to the SS.SS)</b>	SALARIO*	0: 1-2 quintile 1: 3-5 quintile	34.4% 65.6%
<b>Current employment start year</b>	TRABANIO*	Quantitative variable	Mode=2014
<b>Type of work day</b>	TRAB_F4; PRIMER_JOR*	0: Part-time 1: Full-time	22.2% 77.8%
<b>Type of contract</b>	CONTR_PR; CONTR_ACT*	0: Temporary 1: Permanent	49.9% 50.1%

\*Dummy

## Procedure: Measurement of the mismatch and analysis technique

In Table I, important differences can be observed in the proportion of matched workers in the different variables. Hence, we propose a binary logistic regression to describe the direct and indirect effects of these variables on the horizontal match, according to the following formula:

$$\text{Logit}[\pi(Y = 1)] = \text{Ln}\left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p$$

where:

$\beta$  is each of the coefficients associated with each of the independent or predictive variables;

$\pi_p$  is the probability of having a job matched to the field of study; and  $1 - \pi_i$  is the probability of non-occurrence of this phenomenon.

The estimator of parameter  $\beta_p$  is interpreted as the variation in the Logit (Neperian logarithm of the odds ratio) derived from a unit change in  $x_p$ . The odds ratio is defined as the ratio between the probability of occurrence of a phenomenon in relation to the probability of non-occurrence.

In order to meet the two initial aims, a model with three specifications is proposed. In the first, the educational variables are considered, together with demographic variables. In a labour market where employers have little information with which to assess the productivity of workers, they can use educational variables as signals for making hiring decisions (Domadenik et al., 2013). Assuming the idea of horizontal match as an indicator of productivity and job success, we hypothesise that these should have a relevant influence on education-job match.

In the second specification, labour variables have been included. This will allow us to know the independent relationship of these variables with the horizontal match and to what extent the effects of the educational variables may be conditioned by the labour variables (see the description of direct and indirect effects in the study by Solis, 2005).

In the third specification, we include the variable: horizontal match in the first employment. Keeping the rest of the variables constant, this specification will allow us to contrast the hypothesis that states that getting a first job related to the studies increases the probabilities of a horizontal match in subsequent jobs, as has been proved in the case of vertical match (Kiersztyn, 2013).

For the third aim, we have developed a second model in which we use as a dependent variable the match in the first job, including in a single specification the demographic, educational and labour variables. Some of the variables presented for the analysis of initial employment are not included in the questionnaire for the first job, so neither model is coincident in the number of variables.

## Results

Table II shows the results of the estimation for the horizontal match in the current/last employment. This first model includes only those graduates of the initial sample who have changed jobs with respect to the first job after graduation, with the sample reduced to 2595 graduates. Without considering any predictive variable, the null model offers a value of the likelihood ratio (-2LL) of 2678,129. The process has needed to complete four cycles to correctly estimate the value of the constant  $\beta_0$ , which is 1.316. This model correctly classifies 78.8% of the graduates and presents a standard error of 0.048.

In the lower part of the table, the results of the overall goodness-of-fit tests of the model are presented. The reduction, in the three specifications, of the -2LL statistic with respect to the null model reflects an improvement in its predictive capacity. The significance associated with the chi-square coefficient,  $p < 0.000$ , allows the rejection of the hypothesis that the increase obtained in the overall fit of the model, with the incorporation of the variables, is null in the three specifications. Likewise, the significance of the Hosmer–Lemeshow statistic confirms that the model does not present a lack of adjustment. The determination coefficient used (adjusted R2) describes a notable increase in the proportion of variance explained by incorporating all the variables (3rd specification).

TABLE II. Estimation of effects for horizontal match on current or last employment

Variables	Results		
	1st specification	2nd specification	3rd specification
Female	-0.025(0.976)	-0.028(0.972)	-0.069(0.934)
30–34 years	-0.009(0.991)	-0.011(0.989)	0.012(1.012)
>=35 years	-0.384*(0.681)	-0.445**(0.641)	-0.564**(0.569)
HU	-0.719*** (0.487)	-0.533** (0.587)	-0.384** (0.681)
SC	0.098(1.103)	0.092(1.096)	0.100(1.105)
EA	0.616*** (1.852)	0.467** (1.596)	0.351** (1.421)
HS	1.881*** (6.563)	1.861*** (6.431)	1.476*** (4.376)
Prof. internships (curricular) (I quarter)	0.117(1.124)	0.159(1.173)	0.061(1.063)
Prof. internships (curricular) (> I quarter)	0.025(1.026)	0.037(1.038)	-0.040(0.960)
Prof. internships (extracurricular) (I quarter)	0.125(1.133)	0.251(1.285)	0.323*(1.381)
Prof. internships (extracurricular) (> I quarter)	-0.083(0.921)	-0.120(0.887)	-0.158(0.854)
International Mobility Programme	0.084(1.088)	0.093(1.098)	0.013(1.014)
Other university degrees	0.142(1.152)	0.204*(1.226)	0.112(1.119)
Foreign language level – medium	0.332(1.394)	0.372*(1.451)	0.516** (1.676)
High foreign language level	0.635** (1.887)	0.577** (1.780)	0.634** (1.886)



<b>Advanced ICT skills</b>	0.014(1.014)	-0.173(0.841)	-0.174(0.840)
<b>Expert ICT skills</b>	0.300(1.350)	0.071(1.074)	0.018(1.018)
<b>Personal skills</b>		-0.178**(0.837)	-0.187**(0.830)
<b>Management-planning skills</b>		0.384*** (1.468)	0.384*** (1.468)
<b>Initial period of unemployment: 3–12 months</b>		-0.339***(0.713)	-0.276***(0.759)
<b>Initial period of unemployment: &gt;12 months</b>		-0.241*(0.786)	-0.051(0.950)
<b>National migration for work reasons</b>		0.276***(1.317)	0.249*(1.283)
<b>Salary (contribution-quintile 3–5)</b>		0.729*** (2.073)	0.685*** (1.983)
<b>Current employment start year</b>		-0.259*** (0.772)	-0.319*** (0.727)
<b>Full-time job</b>		0.139(1.149)	0.140(1.150)
<b>Permanent contract</b>		-0.336***(0.715)	-0.367***(0.693)
<b>Matched 1st employment</b>			1.849*** (6.351)
Constant	0.526	520.921	640.743
-2RLL	2526.100	2364.691	2084.332
R2 Adjusted	0.088	0.177	0.318
Hosmer-Lemeshov (sig.)	0.344	0.460	0.844
Percentage of classification	79.1%	80.3%	82.2%
Chi-square (sig.)	152.029***	313.438***	593.797***
N=2595			
***p<0.01 **p<0.05 *p<0.1			

Table reflects the value of the exponent, its statistical significance and the value of the odds ratio.

The first specification provides estimation results for demographic and educational variables. While gender does not affect the probability of education–job match, the age variable does. Thus, a graduate of 35 years of age or older reduces his or her probability of getting a matched job by almost 32% compared to another graduate under 30 years of age ( $p<0.1$ ). Regarding educational variables, the important influence of the university degree (grouped by field of study) in obtaining a job match can be observed. HS graduates have six times more probability of obtaining a job match than graduates in SS (reference category). AI students also have a higher probability of a match. The negative coefficient associated with HU graduates reflects the lower probability of match of these compared to those of the reference category. Except for the level of foreign language skills, and only in their superior category – that is,

those that manifest a high level – the rest of the educational variables studied lack predictive value with respect to the horizontal match.

In the second specification, the variables related to the work environment are incorporated into the model. The control of these variables will allow us to know whether the effects of the educational variables on education–job match are direct (independent) or are conditioned by factors related to the work environment. The incorporation of these variables in the model notably increases their predictive power, with a rise in the percentage of the explained variance, which reaches a value of 17.7%. Except for a greater weight of the level of foreign language skills, we did not find important changes in the influence of educational variables, so we can consider that, although scarce, the influence of educational variables is independent of labour variables.

Taken together, labour variables are more associated with education–job match. Those individuals who show a greater use of personal skills in their work have a lower probability of match. However, when the opinion of graduates about the use of management skills is increased by one point, the probability of coincidence is increased by almost 50%. The length of the initial period of unemployment is inversely related to education–job match. Nevertheless, this is only significant at a level  $p < 0.1$  for periods longer than one year. Those individuals who had to move within the country for work reasons increased their probability of match by more than 30%. Three of the four variables described as employment characteristics are significantly associated with match. Higher wages and more permanence are related to a higher probability of match. It should be noted that the negative coefficient associated with this last variable indicates a lower probability of coincidence in higher data (years), and hence it produces a shorter stay in employment. With regard to the third variable, type of contract, we observe that having a permanent contract is associated with a reduction in the probability of match of almost 29% compared to having a temporary contract (reference category).

In the third specification the predictor variable has been included: horizontal match in the first employment. The variance explained by this saturated model increases to 31.8%, obtaining a correct classification percentage of individuals of more than 82%. The results show that those individuals who have accessed the labour market entering in a job related to their field of study are 6.3 times more likely to remain in this situation of education–job match in their current employment.

After testing the influence that an initial entry into the labour market with an adequate education–job match has on the probabilities of match in the current/last job, the results of the model that estimates the factors associated with this initial match are given below (see Table III). The value of the likelihood ratio of the null model is 4734,380. The process has been completed in three cycles and offers a constant value of  $\beta_0$  of 0.84. The null model correctly classifies 69.8% of the subjects. The statistical significance associated with the chi-square statistic ( $p < 0.000$ ) indicates that the model is globally significant. A 12.5% ( $R^2$  adjusted) of the variance is explained by this model.

Taken as a whole and, in comparison to the previous results, in Table III, several important facts can be observed: age remains the only significant demographic variable, but, in this case, in a different way to the current/last job. Graduates 35 years of age or older present a 31% higher probability of achieving an initial education–job match than graduates under 30 years of age ( $p < 0.1$ ).

Regarding the field of study, we found results similar to the previous analysis. The table reflects a higher level of horizontal match in HS graduates and, to a lesser extent, in EA and a lower probability of match in graduates from HU degrees; always with respect to the reference category (SS).

We observe that the other educational variables have greater significance in the analysis of the match in first employment. Graduates who have completed professional internships (curricular) in periods longer than three months present a greater probability of initial education–job match than those who have not done so. Extracurricular professional internships also exert influence, but in a contrary sense: those graduates who have carried out internships of this type for a period of more than three months reduce their probability of education–job match by more than 15% in the first employment ( $p < 0.1$ ). Individuals who have completed other university degrees are almost 27% more likely to enter into the labour market with an adequate education–job match than those who have not. Graduates who demonstrate a high level of foreign language skills and expert level of ICT skills increase their probability of initial match by more than 33% and 27%, respectively ( $p < 0.1$ ).

Regarding to labour variables, we observe that a longer period of initial unemployment negatively also affects the probability of adjustment in first employment. The table reflects two important changes in the

influence of job characteristics: individuals with a first full-time job and a permanent contract have a higher probability of adjustment than those with a part-time job and a temporary contract (the probability increases are 73% and almost 19%, respectively).

TABLE III. Estimation of effects for horizontal match in first employment

Variables	Results
Female	0.121(1.129)
30-34 years	0.022(1.022)
>=35 years	0.273*(1.314)
HU	-0.403**(0.668)
SC	0.009(1.009)
EA	0.262**(1.300)
HS	1.527*** (4.607)
Professional internships (curricular) (1 quarter)	0.160(1.173)
Professional internships (curricular) (> 1 quarter)	0.221** (1.247)
Professional internships (extracurricular) (1 quarter)	-0.143(0.867)
Professional internships (extracurricular) (> 1 quarter)	-0.173*(0.841)
International Mobility Programme	0.112(1.118)
Other university degrees	0.238** (1.268)
Foreign language level - medium	0.173(1.189)
High foreign language level	0.287*(1.333)
Advanced ICT skills	-0.135(0.874)
Expert ICT skills	0.245*(1.278)
National migration for work reasons	0.057(1.059)
Initial period of unemployment: 3-12 months	-0.320*** (0.726)
Initial period of unemployment: >12 months	-0.508*** (0.601)
Full-time job	0.548*** (1.730)
Permanent contract	0.173** (1.189)
Constant	0.072
-2RLL	4377.506
R <sup>2</sup> Adjusted	0.125
Hosmer-Lemeshov (sig.)	0.215
Percentage of classification	69.8%
Chi-square (sig.)	356.874***
N=3867	
***p<0.01 **p<0.05 *p<0.1	

Table reflects the value of the exponent, its statistical significance and the value of the odds ratio.

## Discussion and conclusions

The main aim of this study is to identify the variables that best predict a horizontal match in the current/last job. The low percentage of variance explained by the initial specification of the model, which only collects demographic and educational variables, indicates a low relationship of these with the horizontal match. Field of study is the most important variable. HS or EA graduates are more likely to develop a job related to their field of study compared to their SS colleagues. These are the degrees considered as 'hard' (Robert, 2014) in the sense that they train in specific skills, thus fulfilling a strong signalling function for employers. In addition, other authors point out other reasons, such as personal capacity and decisions and they indicate that students with greater capacity and motivation tend to choose a more demanding and specific field of study (Domadenik et al., 2013). The highest mismatch occurs among HU graduates. Similar results have been found by authors such as Robert (2014), Robst (2007a), Rodríguez-Esteban (2014) and Wolbers (2003).

A medium or high level of foreign languages communication skills is the second educational factor that predicts a good match. Other variables related to training, such as professional internships, mobility, attainment of additional university studies or even ICT skills, are not related to horizontal match. Despite the importance attributed to these factors in improving employability (Council of the European Union, 2014; OECD, 2015), their influence on the different match modalities has not always been supported by research (Caroleo & Pastore, 2012). Assuming that the acquisition of specific skills increases the probability of a horizontal match, while the acquisition of general skills reduces this probability and facilitates the mobility of workers between different sectors (Nordin et al., 2010; Sicherman & Galor, 1990), we can consider that, to a greater extent, mentioned training variables (internships, mobility, additional degrees and ICT) are more targeted to provide general skills.

Thus, and taken together, these results allow us to describe a training–employment system, in Spain, with two clearly differentiated sectors. On the one hand, there is a sector (HS or EA), with a smaller number of occupational categories but defined, where we find graduates developing a job directly related to their field of study and that demands a high level of specific occupational skills, including also the handling of a foreign language. On the other hand, there is another sector, broader, in which we

include the HU and SS fields, which has not only higher unemployment rates (MEC, 2015), but also a lower degree of education–job match. This sector is also characterised by the demand for other types of skills of a more generic or transversal nature, which, in turn, favours access to this sector from different degrees. The inverse relation of the labour utility of personal skills to the probability of horizontal adjustment reinforces this idea.

In addition to the latter, other labour variables, such as labour migration, permanent jobs, or wages, are more strongly associated with horizontal match than those of an educational nature. The influence of these characteristics over the education–job match is in line with the results found by Wolbers (2003) and support the idea of Somers et al. (2016) who understand that when workers find a job related to their study and consider that their educational returns have reached a certain level, they have less incentives to change jobs.

Regarding the second aim, in line with Robert (2014), we conclude that those individuals who have an initial entry into the labour market with an adequate education–job match improve their probability of remaining in a subsequent job related to their area of study. Gil-Galván (2012) points out that a smooth transition from the university education system to the labour market requires that graduates are correctly assigned to initial jobs related to their studies. According to this, initial access to the labour market in a mismatched job prolongs and makes the transition to adjusted jobs more difficult. Baert, Cockx, and Verhaest (2013) explain this ‘trapped’ effect as a combination of several factors, such as lower job search intensity, specific investments in human capital for employment or habituation.

The third aim is to analyse whether the influence of these variables has been different in the access to the first job compared to the current/last job. Our conclusion is similar: labour variables are more related to horizontal match than educational and demographic variables. However, we highlight two important differences. The first difference is the influence of certain educational variables, such as undertaking professional extracurricular internships or the completion of other university studies. The signalling effect of these variables on the labour market seems to be concentrated only in the early stages of the career. We consider that other aspects of an individual’s career path, especially on-the-job training (Domadenik et al. 2013; OECD, 2015), may be more

decisive in the current education–job match. The second difference is the greater influence of certain labour variables, highlighting the initial period of unemployment. We find several explanations to this result that has also been verified by Robert (2014) or Robst (2007a). On the one hand, we may be facing a ‘weaker’ sector of workers in the labour market who need to find a job more quickly and they have to accept mismatches in relation to their training (Caroleo & Pastore, 2012). On the other hand, as established by the Theory of Occupational Mobility (Sicherman & Galor, 1990), we can understand this fact as a personal decision by individuals who accept situations of initial imbalance with the aim of developing a future ascending career path. This would explain the incidence of this variable in the initial unemployment but not so much in the last one.

In summary, our results indicate that the profile that offers the best horizontal education–job match is that of a graduate in Health Sciences or in Engineering/Architecture, with a high level of foreign language communication skills, who uses management skills at work and who have to migrate for work reasons within the national territory. His/her permanence in the current employment is high, has a temporary contract and a medium-high salary. In addition, his/her first job is also related to the field of university studies. Contrary to our initial hypothesis, educational variables have little influence on horizontal match, supporting the idea of authors such as Planas (2014) that the training–employment relationships in today’s society are defined by numerous factors. Identifying these factors related to horizontal match is necessary and useful, but this match is not always the optimal work situation. On the one hand, there may be decisions on the part of employers that demand generic skills or that are acquired on the job. On the other hand, the workers themselves seem to make endogenous decisions that affect the mismatch (Nordin et al, 2010; Robst, 2007b).

Our research is a relevant contribution to the analysis of the employability of graduates by collecting the simultaneous influence of a wide range of demographic, educational and labour variables on the education–job relationship. However, it is important to insist that situations of mismatch are inevitable, and not always negative, in a market in which workers with similar educational profiles, but different preferences, can freely make decisions.

This should not necessarily imply a change in training systems. In line with the proposal of Kim et al. (2016), we consider it relevant to develop new studies that enable us to identify his unobserved heterogeneity and to have a greater awareness of the effect on the education–job of these personal decisions of individuals.

## References

- Alba-Ramirez, A. & Blázquez, M. (2004). “Types of Job Match, Overeducation and Labour Mobility in Spain”, in F. Buchel, A. de Grip and A. Mertens (eds.), *Overeducation in Europe: Current Issues in Theory and Policy*. Edward Elgar, Cheltenham. Retrieved from [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=498542](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=498542)
- Allen, J. & Van der Velden, R. (2001). Educational Mismatches versus Skill Mismatches: Effects on Wages, Job Satisfaction, and On-the-Job Search. *Oxford Economic Papers*. 53(3), 434-52. doi: 10.1093/oep/53.3.434
- Badillo-Amador, L.; López-Nicolás, A. & Vila, L. (2012). The consequences on job satisfaction of job–worker educational and skill mismatches in the Spanish labour market: a panel analysis. *Applied Economics Letters*. 19(4), 319-324. doi:10.1080/13504851.2011.576999
- Baert, S. Cockx, B. & Verhaest, D. (2013). Overeducation at the Start of the Career: Stepping Stone or Trap? *Labour Economics*. 25, 123–140. doi: 10.1016/j.labeco.2013.04.013
- Becker, G. (1964). *Human Capital-A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press.
- Béduwé, C & Giret, J-F. (2011). Mismatch of vocational graduates: What penalty on French labour market? *Journal of Vocational Behavior*. 78(1), 68-79. doi: 10.1016/j.jvb.2010.09.003
- Bender, K. & Heywood, J. (2011). Educational mismatch and the careers of scientists. *Education Economics*. 19, 253-274. doi: 10.1080/09645292.2011.577555
- Caroleo, F. & Pastore, F. (2012). Overeducation at a Glance: Determinants and Wage Effects of the Educational Mismatch, Looking at the Alma



- Laurea Data. *IZA Discussion Paper*, No. 7788. Retrieved from <http://ftp.iza.org/dp7788.pdf>
- Cedefop (2015). *Skills, qualifications and jobs in the EU: the making of a perfect match? Evidence from Cedefop's European skills and jobs survey*. Luxembourg: Publications Office. Cedefop reference series; No 103. doi: 10.2801/606129
- Consejo de la Unión Europea (2014). *Recomendación del Consejo, de 10 de marzo de 2014, sobre un marco de calidad para los períodos de prácticas*. Diario Oficial de la Unión Europea, C 88/1.
- Corominas, E., Villar, E., Saurina, C. & Fábregas, M. (2012). Construcción de un Índice de Calidad Ocupacional (ICO) para el análisis de la inserción profesional de los graduados universitarios. *Revista de Educación*. 357, 351-374. doi: 10.4438/1988-592X-RE-2011-357-064
- Dolton, P. & Silles, S. (2001) Over-Education in the Graduate Labour Market: Some Evidence from Alumni Data. *Discussion Paper no. 9*, London School of Economics.
- Domadenik, P., Farčnik, D. & Pastore, F. (2013). Horizontal Mismatch in the Labour Market of Graduates: The Role of Signalling. *IZA Discussion Papers*, No. 7527.
- European Parliament (2015). *Labour Market Shortages in the European Union: Study for the EMPL Committee*. Brussels: Directorate General for Internal Policies, Policy Department A. Economic and Scientific Policy. IP/A/EMP/ST/2013-06.
- Flisi, S., Goglio, V., Meroni, E., Rodrigues, M. & Vera-Toscano, E. (2014). *Occupational mismatch in Europe: Understanding Overeducation and Overskilling for Policy Making*. JRC Science and Policy reports, European Commission, Luxemburg. Retrieved from <http://publications.jrc.ec.europa.eu/repository/bitstream/JRC89712/occupational%20mismatch%20in%20europe.pdf>
- Forrier, A. & Sels, L. (2003). The concept employability: A complex mosaic. *International Journal of Human Resource Development and Management*. 3(2), 103–124. doi: 10.1504/IJHRDM.2003.002414
- Gil-Galván, R. (2012). Professional guidance for transition to working life: analysis from a gender perspective. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*. 46, 3197 – 3201. doi: 10.1016/j.sbspro.2012.06.036
- ILO (2014) *Skills mismatch in Europe*. International Labour Office (Geneva). Retrieved from [http://www.ilo.org/global/statistics-and-databases/WCMS\\_315623/lang--en/index.htm](http://www.ilo.org/global/statistics-and-databases/WCMS_315623/lang--en/index.htm)

- INE (2014). Encuesta de inserción laboral de los titulados universitarios. Retrieved from [http://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica\\_C&cid=1254736176991&menu=ultiDatos&idp=1254735976597](http://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176991&menu=ultiDatos&idp=1254735976597).
- Iriondo, I. & Pérez-Amaral, T. (2016). The effect of educational mismatch on wages in Europe. *Journal of Policy Modeling*. 38, 304–323. doi: [10.1016/j.jpolmod.2015.12.008](https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2015.12.008)
- Kiersztyn, A. (2013). Stuck in a mismatch? The persistence of overeducation during twenty years of the post-communist transition in Poland. *Economics of Education Review*. 32, 78–91. doi: [10.1016/j.econedurev.2012.09.009](https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2012.09.009)
- Kim, H., Ahn, S. & Kim, J. (2016). The income penalty of vertical and horizontal education-job mismatches in the Korean Youth Labor Market: A quantile regression approach. *Hitotsubashi Journal of Economics*. 57(1), 67-90. Retrieved from <https://hermes-ir.lib.hit-u.ac.jp/rs/bitstream/10086/27941/1/HJeco0570100670.pdf>
- Kucel, A., & Vilalta-Bufí, M. (2013). Why do tertiary education graduates regret their study program? A comparison between Spain and the Netherlands. *Higher Education*. 65(5), 565-579. doi: [10.1007/s10734-012-9563-y](https://doi.org/10.1007/s10734-012-9563-y)
- Liwinski, J. (2016). *Does it pay to study abroad? Evidence from Poland*. 6th Economics & Finance Conference, OECD Headquarters, 06 September 2016, Paris and University of Warsaw, working papers 25/2016. Retrieved from <https://www.econstor.eu/handle/10419/171926>
- Meliciani, V. (2016). *Overeducation and overskill in the Italian labour market: the role of fields of study*. CIMR Research Working Paper Series Working Paper No. 33. Retrieved from [https://www.researchgate.net/publication/316127954\\_Overeducation\\_and\\_overskill\\_in\\_the\\_Italian\\_labour\\_market\\_the\\_role\\_of\\_fields\\_of\\_study](https://www.researchgate.net/publication/316127954_Overeducation_and_overskill_in_the_Italian_labour_market_the_role_of_fields_of_study)
- MECD (2015). *Datos y cifras del sistema universitario español (Curso 2014-2015)*. Madrid: Ministerio de Educación, Cultura y Deporte.
- Michavila, F., Martínez, J. M., Martín-González, M., García-Peñalvo, F. J. & Cruz-Benito, J. (2016). *Barómetro de Empleabilidad y Empleo de los Universitarios en España, 2015* (Primer informe de resultados). Madrid: Observatorio de Empleabilidad y Empleo Universitarios.
- Morgado, A., Sequeira, T., Santos, M., Ferreira-Lopes, A. & Reis, A. (2015). Measuring labour mismatch in Europe. *Social Indicators Research*. 129(1), 161–179. doi: [10.1007/s11205-015-1097-0](https://doi.org/10.1007/s11205-015-1097-0)

- Nordin, M., Persson, I., & Rooth, D. O. (2010). Education-occupation mismatch: Is there an income penalty? *Economics of Education Review*. 29(6), 1047-1059. doi: 10.1016/j.econedurev.2010.05.005
- OECD (2014). *Education at a Glance 2014*: OECD Indicators. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.1787/eag-2014-en>
- OECD (2015). *Skills Strategy. Informe de Diagnóstico. España. 2015*. Retrieved from [http://www.oecd.org/skills/nationalskillsstrategies/Spain\\_Diagnostic\\_Report\\_Espagnol.pdf](http://www.oecd.org/skills/nationalskillsstrategies/Spain_Diagnostic_Report_Espagnol.pdf)
- Pineda-Herrero, P., Agud-Morell, I. & Ciraso-Calí, A. (2016). Factores que intervienen en la inserción laboral de los titulados en Educación en tiempos de crisis: un estudio sobre Cataluña. *Revista de Educación*. 372, 141-169. doi: 10.4438/1988-592X-RE-2015-372-318
- Planas, J. (2014) *Adecuar la oferta de educación a la demanda de trabajo ¿Es posible?* México, ANUIES.
- Robert, P. (2014). Job mismatch in early career of graduates under post-communism. *International Journal of Manpower*. 35(4), 500-513. doi: 10.1108/IJM-05-2013-0113
- Robst, J. (2007a). Education and job match: The relatedness of college major and work. *Economics of Education Review*. 26, 397-407. doi: 10.1016/j.econedurev.2006.08.003
- Robst, J. (2007b). Education, college major, and job match: Gender differences in reasons for mismatch. *Education Economics*. 15(2), 159-175. doi: 10.1080/09645290701263070
- Rodríguez Espinar, S., Prades, A., Bernáldez, L. & Sánchez Castiñeira, S. (2010). Sobre la empleabilidad de los graduados universitarios en Catalunya: del diagnóstico a la acción. *Revista de educación*. 351, 107-137.
- Rodríguez-Esteban, A. (2014). *El ajuste entre formación y empleo de los universitarios en España. Incidencia de factores educativos y familiares en el ajuste laboral de tipo horizontal*. Saarbrücken: Publicia.
- Sicherman, N., & Galor, O. (1990). A theory of career mobility. *Journal of Political Economy*. 98(1), 169-192.
- Sloane, J. (2003). Much ado about nothing? What does the overeducation literature really tell us? En F. Büchel, A. de Grip, & A. Mertens (Eds.), *Overeducation in Europe* (pp. 11-48). Cheltenham: Edward Elgar.

- Solís, P. (2005) Cambio estructural y movilidad ocupacional en Monterrey, México. *Estudios Sociológicos*. 23(67), 43-74. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/40420861e>
- Somers, M., Cabus, S., Groot, W. & Maassen van den Brink, H. (2016). *Horizontal Mismatch between Employment and the Field of Education: Evidence from a Systematic Literature Review*. Tier working paper series. Tier WP16/02
- Teichler, U. (2007). Does Higher Education Matter? Lessons from a Comparative Graduate Survey. *European Journal of Education*. 42(1), 11-34. doi: 10.1111/j.1465-3435.2007.00287.x
- Thurow, L. (1975). *Generating Inequality*. New York: Basic Books.
- Verhaest, D.; Sellami, S. & Van der Velden, R. (2017) Differences in horizontal and vertical mismatches across countries and fields of study. *International Labour Review*. 156(1), 1-23. doi: doi.org/10.1111/j.1564-913X.2015.00031.x
- Vila, L., Garcia-Aracil, A. & 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. doi: 10.1080/00221546.2007.11778965
- Wolbers, M. (2003). Job Mismatches and their Labour-Market Effects among School-Leavers in Europe. *European Sociological Review*. 19(3), Pages 249–266. doi: 10.1093/esr/19.3.249

**Contact address:** María José Vieira Aller. Universidad de León. Departamento de Psicología, Sociología y Filosofía. Facultad de Educación, Campus de Vegazana s/n, 24071, León. Email: maria.vieira@unileon.es

