

Determinantes de la formación laboral por parte de asalariados españoles y extranjeros

ANTONIO CAPARRÓS RUIZ
M^a LUCÍA NAVARRO GÓMEZ
MARIO F. RUEDA NARVÁEZ



El Centro de Estudios Andaluces es una entidad de carácter científico y cultural, sin ánimo de lucro, adscrita a la Consejería de la Presidencia de la Junta de Andalucía.

El objetivo esencial de esta institución es fomentar cuantitativa y cualitativamente una línea de estudios e investigaciones científicas que contribuyan a un más preciso y detallado conocimiento de Andalucía, y difundir sus resultados a través de varias líneas estratégicas.

El Centro de Estudios Andaluces desea generar un marco estable de relaciones con la comunidad científica e intelectual y con movimientos culturales en Andalucía desde el que crear verdaderos canales de comunicación para dar cobertura a las inquietudes intelectuales y culturales.

Las opiniones publicadas por los autores en esta colección son de su exclusiva responsabilidad



ECO2008/03

Determinantes de la formación laboral por parte de asalariados españoles y extranjeros *

Antonio Caparrós Ruiz
M^a Lucía Navarro Gómez**
Mario F. Rueda Narváez
Universidad de Málaga

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es proporcionar evidencia empírica sobre la formación laboral adquirida por trabajadores nativos e inmigrantes a fin de conocer si existen diferencias en los patrones de inversión de ambos colectivos. Para ello, se utilizan datos de asalariados procedentes de la Encuesta de Población Activa (EPA) para estimar la probabilidad de recibir formación pagada por la empresa o financiada por el propio trabajador a partir de modelos *logit* multinomiales.

Palabras clave: Capital humano, formación específica, modelo *logit* multinomial

ABSTRACT

This paper aims to present empirical evidence on training investments by Spanish workers *versus* foreign ones in order to discover any difference in their investment patterns. To achieve this, we use data drawn from the Spanish Economically Active Population Survey (EPA) in order to estimate, by means of several multinomial logit models, the probability that a worker, whether Spanish or foreign, receives firm-financed training or self-financed training

Keywords: Human capital, training, multinomial logit model

JEL classification: C25, J24

* Este trabajo se ha realizado en el marco de dos proyectos: SEJ2007-68045-C02-01/ECON del MEC y ECOD2.07/116 del Centro de Estudios Andaluces.

** Autor para envío de correspondencia:

Departamento de Estadística y Econometría
Facultad de CCEE
Universidad de Málaga
Campus de El Ejido s/n
29071 Málaga

Determinantes de la formación laboral por parte de asalariados españoles y extranjeros

1. Introducción

La investigación en economía laboral durante las últimas décadas permite concluir que el capital humano es un elemento clave a la hora de proporcionar a los trabajadores habilidades y, por lo tanto, productividad. En este sentido, la formación continua a lo largo de la vida profesional cumple un papel esencial para mantener actualizados los conocimientos de la fuerza de trabajo. En efecto, este tipo de formación puede ayudar a cubrir deficiencias en la educación formal adquirida antes de la entrada al mercado de trabajo, al actualizar las habilidades de los trabajadores a medida que éstas quedan obsoletas, especialmente debido al avance tecnológico (ver por ejemplo Lynch, 1989). Además, es un medio para que los trabajadores accedan a trayectorias laborales y salariales ascendentes, a la vez que reduce el riesgo de experimentar periodos de desempleo (ver por ejemplo Blau y Khan, 1996). Por otra parte, desde el punto de vista del empleador, permite contar con una fuerza de trabajo competitiva. Por lo tanto, parece interesante identificar las características que aumentan la probabilidad de realizar este tipo de inversiones, ya sean financiadas por el trabajador o por la empresa, y conocer en detalle los mecanismos por los que ambos realizan este tipo de inversiones. Específicamente, cabe preguntarse de qué manera las ventajas de la formación se distribuyen entre la población asalariada. Es decir, si la formación beneficia a los que parten de una mejor posición (mayor nivel educativo, mejores empleos), amplificando las diferencias iniciales en el mercado de trabajo, o si por el contrario es un mecanismo que tiende a igualar las rentas de los trabajadores.

A partir de Becker (1964), se considera a la formación en el empleo como un tipo de capital humano, caracterizado fundamentalmente por adquirirse con posterioridad al abandono del sistema educativo y, en general, de forma simultánea al desarrollo de la actividad laboral. En cualquier caso, se

trata de una inversión mediante la cual se sacrifican recursos a cambio de la esperanza de obtener en el futuro una mayor productividad que permita a su vez aumentar el salario.

El modelo original de Becker, basado en mercados de trabajo y de capital competitivos, dedica bastante atención a diferenciar la formación específica de la general. Mientras que esta última aumenta la productividad del trabajador en cualquier empresa en la que se encuentre, la formación específica sólo tiene efectos positivos en la propia empresa que la proporciona. A partir de esta distinción conceptual, se concluye que las empresas no invertirán en formación general, dado que los trabajadores podrían ponerla en uso en otra empresa, apropiándose de sus rendimientos. Por tanto, este tipo de formación sería costeadada por los trabajadores. El argumento contrario sirve para las inversiones específicas. En este caso, los trabajadores no podrán amenazar a sus empleadores con abandonarlos a fin de conseguir un empleo en el que rentabilicen su formación, de modo que serían las empresas las encargadas de proporcionar la formación específica.

Con posterioridad, el modelo ha sido ampliado para tener en cuenta condiciones de competencia imperfecta e información asimétrica, lo que en cierta medida difumina la diferencia entre los dos tipos de formación considerados, en la medida en que ciertas circunstancias pueden incentivar a las empresas a invertir en formación general. Por ejemplo, Acemoglu y Pischke (1999) extienden el modelo de Becker para mostrar que si el incremento en productividad debido a la formación general no se traslada completamente a las ofertas salariales externas (por ejemplo, debido a que otras empresas no pueden conocer la calidad de la formación) entonces los empleadores invertirán en formación general. La razón se basa en que, aunque esta formación pueda ser teóricamente aprovechada en otras empresas, éstas no podrían distinguir a los trabajadores con más formación, por lo que sus ofertas salariales caerían por debajo de la verdadera productividad. Esto significa, en la práctica, convertir a la formación general en más o menos específica. Algo parecido ocurre si es la habilidad de los trabajadores lo que no es observado, generándose un problema de selección adversa. Así, Chang y Wang (1995)

muestran cómo las empresas pueden utilizar la formación general para revelar la calidad de sus trabajadores. Después de recibir formación, los más hábiles no podrían aprovecharla en el exterior dado que los trabajadores menos hábiles son despedidos, por lo que las demás empresas, conscientes de esto y sin conocer la verdadera habilidad de aquéllos, les ofrecerán salarios inferiores a su productividad¹.

Los temas tratados en la investigación empírica sobre formación, por otra parte, no suelen ajustarse exactamente a la discusión teórica. Esto se debe a que los principales conceptos teóricos de interés (productividad, cantidades invertidas) son difíciles de medir y suelen estar ausentes en las encuestas habitualmente utilizadas en economía laboral, lo que limita las posibilidades y obliga a usar aproximaciones como salarios o variables de incidencia/duración de los cursos realizados, y esto es especialmente problemático en este campo. En general, las dos principales preocupaciones en el campo empírico son, de un lado, conocer la incidencia de la formación, con el objetivo de identificar a los grupos de trabajadores que más realizan este tipo de inversiones y, del otro, evaluar los efectos de éstas sobre los salarios.

En España, la investigación empírica sobre los determinantes y efectos de la formación en el empleo es reciente y relativamente escasa. Así, por ejemplo, García-Espejo (1999) presenta resultados a partir de una muestra de jóvenes asturianos, concluyendo que la temporalidad disminuye la probabilidad de recibir formación, mientras que la duración de la misma reduce el riesgo de transitar al desempleo o a otros empleos voluntariamente. Por su parte, Dolado y otros (1999), utilizando la primera ola del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) encuentran, también, una relación negativa entre precariedad y formación específica, así como un cierto grado de complementariedad de ésta con la educación formal. Desde la óptica empresarial, Alba-Ramírez (1994), gracias a los datos de la Encuesta de Negociación Colectiva en las Grandes Empresas, muestra que son las empresas de mayor tamaño, con financiación extranjera, mayor proporción de

¹ Una panorámica de las teorías sobre formación laboral puede encontrarse en Leuven (2005).

empleados cualificados y que más a menudo introducen avances tecnológicos las más propensas a ofrecer formación a sus trabajadores. Además, destaca que la proporción de trabajadores en tal situación está positivamente correlacionada con la productividad y los salarios.

Por otra parte, trabajos más recientes efectuados con el PHOGUE, como Caparrós y otros (2004) y con la ECVT (Albert y otros; 2005a), se interesan por un posible conflicto entre mayor flexibilidad laboral (que aumenta el número de contratos temporales) y formación, encontrando una relación negativa entre ambas. Finalmente, en cuanto al efecto en los salarios de la formación, hay cierta evidencia de que ésta aumenta las ganancias de los trabajadores, según puede verse en Albert y otros (2005b) y Rueda (2006), también realizados con el PHOGUE.

Un tema particularmente importante y que no ha sido abordado en la literatura española hasta ahora se refiere al conocimiento de si la formación financiada por la empresa o por el trabajador difiere según éste sea nacional o inmigrante. El fuerte incremento que se ha producido en nuestro mercado de trabajo de la población extranjera en los últimos tiempos² hace que sea interesante analizar si esta población recibe igual formación que la autóctona y, en caso negativo, realizar el estudio diferenciado de los determinantes de recibir formación según la nacionalidad de los trabajadores. En la medida en que la formación en el empleo juega un papel positivo sobre los salarios y sobre la calidad de la relación contractual de los trabajadores, realizar cursos de formación mientras se trabaja puede ser una opción rentable para que los inmigrantes accedan a puestos de trabajo de mayor nivel y mejoren sus carreras laborales. Este tema resulta relevante para conseguir eliminar la posible discriminación de los inmigrantes en el mercado laboral y, así, su mejor adaptación e integración en nuestra sociedad.

Sin embargo, es posible que una mayor precariedad económica imponga restricciones sobre la disponibilidad de tiempo de los inmigrantes para invertir en su propia formación y les dificulte a acceder a ella aún cuando les pudiera

² El porcentaje que la población extranjera representa sobre la población total ha pasado del 1% en 1991 hasta el 10% en el 2007, con lo que nuestro país se ha transformado en una zona de inmigración.

convenir. El objetivo de este trabajo consiste, precisamente, en proporcionar alguna evidencia empírica que aclare estas cuestiones. Así, a partir de los datos de la Encuesta de Población Activa (INE, 2005-2006), especificamos modelos *logit* multinomial en los que la probabilidad de recibir formación mientras se trabaja, tanto si ésta es financiada por la empresa como por el propio trabajador, se hace depender de las características personales, laborales y de entorno de los individuos, en particular de las características de los mercados locales en los que desempeñan su actividad los trabajadores. Este modelo se estima para el conjunto de trabajadores españoles y extranjeros, y posteriormente, por separado para ambos colectivos, con el objetivo de comprobar si los determinantes de la probabilidad de adquirir formación son o no los mismos y con efectos similares según el lugar de procedencia del trabajador. Los resultados obtenidos ayudarán a comprender cómo actúan las características del trabajador a dar forma a los beneficios y costes asociados a adquirir formación, de modo que la comparación de las estimaciones para ambos grupos permitirá extraer información sobre los incentivos a los que se enfrentan unos y otros.

El resto del artículo se organiza como sigue. La sección segunda discute el modelo econométrico empleado, la siguiente presenta la fuente de datos empleada para construir las distintas variables. Los resultados de la estimación se detallan en el cuarto y, finalmente, el último resume las principales conclusiones.

2. Modelo econométrico

Para estimar la probabilidad de recibir formación específica como función de un conjunto de variables explicativas, se ha elegido un modelo *logit* multinomial en el que la variable dependiente, a diferencia de algunos trabajos previos, incluye tres posibles valores: no recibir formación (0), adquirir formación financiada por la empresa (1) o adquirirla sin que ésta haya sido pagada por la empresa (2). El considerar por separado la formación ocupacional según quién la financie se debe a que es razonable pensar que, dependiendo de si los recursos los aporta la empresa o el asalariado, tanto la

decisión como los costes y beneficios asociados recaerán en uno o en otro, y ello contendrá distintas implicaciones en cada caso. Por lo tanto, a la hora de evaluar el efecto de las distintas variables sobre la probabilidad de recibir formación, es probable que la misma característica tenga un efecto diferente sobre los incentivos de los trabajadores y de los empresarios. Por ejemplo, el trabajar a tiempo parcial puede reducir el interés de la empresa en invertir recursos en un trabajador, mientras que éste puede encontrar provechoso realizar la inversión dado que dispone de más tiempo. Así, es de esperar que existan ocasiones en las que la misma variable afecta a la probabilidad de recibir formación financiada por el empresario de manera opuesta al efecto ejercido sobre la formación autofinanciada.

Formalmente, el modelo a estimar por máxima verosimilitud asume que la probabilidad de que ocurra la alternativa j es:

$$P(Y_i = j) = \frac{\exp(\alpha'_j z_i)}{1 + \sum_{j=1}^2 \exp(\alpha'_j z_i)}, \quad (j = 0, 1, 2); (i = 1, \dots, N) \quad [1]$$

donde z_i es un vector de variables explicativas que afectan a la situación respecto de la formación laboral y α_j el vector de parámetros asociado a la alternativa j (los coeficientes de la categoría de referencia -sin formación- se normalizan a 0). Este modelo, tal y como se ha comentado previamente, es estimado tanto para la muestra global como para las submuestras de trabajadores españoles e inmigrantes.

Posteriormente, a partir de los resultados y con el objetivo de facilitar su interpretación se estiman numéricamente los efectos marginales de las distintas variables sobre la probabilidad de cada una de las alternativas. A fin de dar una idea de la magnitud de los efectos marginales, se presenta la probabilidad media predicha de cada alternativa.

3. Datos y variables

Los datos utilizados para el análisis empírico proceden de la Encuesta de Población Activa (INE, 2005-2006). Concretamente, se utilizan las olas correspondientes al segundo trimestre de cada año disponible. En la medida en

que el interés se centra en la formación realizada en el mercado de trabajo, la muestra se restringe a individuos que trabajan como asalariados en el momento de la entrevista. Esto deja un total de 104.337 observaciones con información completa disponibles para llevar a cabo las estimaciones necesarias³.

En primer lugar, es necesario separar la muestra en trabajadores españoles e inmigrantes, para lo que se utiliza el lugar de nacimiento de cada individuo. Así, del total de la muestra se comprueba que un 92,4% de las observaciones (96.396) corresponden a asalariados españoles, mientras que el 7,6% restante (7.941 personas) corresponden a extranjeros. Conviene considerar, por otra parte, la posibilidad de que el comportamiento en relación al fenómeno estudiado (la adquisición de formación laboral) sea especialmente heterogénea dentro de este grupo de trabajadores extranjeros, quizás dependiendo de su lugar de procedencia. Es decir, puede no ser el mismo el comportamiento de un trabajador francés que el de uno procedente de Marruecos. A fin de tener en cuenta estas diferencias, la submuestra de inmigrantes se divide a su vez en función de la región de procedencia del inmigrante, considerándose cinco categorías amplias: (1) Unión Europea (UE-25, excluyendo los países que se incorporaron en 2007), Estados Unidos y Canadá, (2) Resto de Europa (incluyendo Rusia)⁴, (3) Resto de América, (4) África y (5) Asia y Oceanía.

Tabla 1: Región de procedencia de los asalariados inmigrantes

Región de procedencia	Frecuencia	Porcentaje
UE	1.299	16,36
Resto de Europa	1.415	17,82
América central y sur	3.836	48,31
África	1.243	15,65
Asia	148	1,86
Total	7.941	100

³ Como se trabaja con la EPA trimestral, los datos que se extraen para realizar las estimaciones acaban formando un "pooled data". En este caso, las rotaciones que se producen en la encuesta impiden tratarla directamente como un panel. Lo habitual en los trabajos empíricos es seleccionar sólo las observaciones correspondientes a los segundos trimestres, descartando las del resto de trimestres (ver, por ejemplo, Fernández y Ortega, 2006), así se minimiza el problema de la repetición de individuos. No obstante, hay que tener en cuenta que la repetición de un individuo en la muestra, no implica la repetición de las observaciones, pues las características individuales y laborales pueden variar en el tiempo.

⁴ Aunque la EPA no permite conocer el país de procedencia a partir de 2006, es destacable que a partir de los datos de 2005 (en los que sí consta el país en concreto), en torno al 70% de este grupo está compuesto por ciudadanos de los dos últimos países en incorporarse a la UE: Rumanía y Bulgaria.

La distribución de las observaciones en función de estas categorías aparece en la Tabla 1. Así, se constata que aproximadamente la mitad de los trabajadores extranjeros en España proceden del continente americano (excluyendo los EEUU y Canadá). Le siguen en importancia aquéllos procedentes de la Europa no comunitaria, la UE y África, estando todas estas categorías algo por encima del 15% del total. Finalmente, los trabajadores asiáticos y de Oceanía representan apenas el 1,9% del total de los inmigrantes.

Conviene también detenerse un poco en cuanto a la construcción de nuestra variable dependiente. Como se ha establecido, ésta consiste en el hecho de realizar o no formación mientras se está empleado, distinguiendo según ésta sea o no financiada por la empresa. En relación con esta variable, los encuestados en la EPA informan sobre si han realizado o no formación en las últimas cuatro semanas, ya sea esta formación reglada o no reglada. Además, se proporciona alguna información adicional sobre la naturaleza de estos cursos. Dentro de la formación no reglada es posible distinguir, entre una serie de categorías, los cursos organizados por la propia empresa y otros relacionados con actividades de ocio y recreativas. Así, para crear nuestra variable dependiente, en primer lugar, asignamos a la categoría de formación financiada ($Y_i = 1$) aquéllos que realizan ese tipo de cursos. La formación no financiada ($Y_i = 2$), por su parte, corresponde a las observaciones con cualquier otro tipo de formación, salvo la que tenga objetivos recreativos⁵. Finalmente, consideramos que el resto de los trabajadores no realiza inversiones en capital humano ($Y_i = 0$).

La distribución de los distintos grupos de trabajadores en función de la variable dependiente aparece en la Tabla 2. En primer lugar, puede señalarse el hecho de que, en el periodo considerado, sólo un 14,54% de los asalariados ha recibido algo de formación durante el último mes. Este dato es relativamente menor, aunque comparable, a la evidencia encontrada en trabajos previos en

⁵ En sentido estricto, la fuente de financiación de estos cursos es desconocida. Es de esperar que la mayoría de estos cursos sean financiados por los propios trabajadores o por algún organismo público. Aún así, a lo largo de este trabajo nos referiremos a esta formación como “autofinanciada”. El razonamiento es que, incluso si los costes correspondientes son sufragados mediante fondos públicos, el trabajador al menos asume el coste de oportunidad del tiempo dedicado (ya sea perdiendo ocio o rentas salariales al trabajar menos horas).

España (Caparrós y otros, 2004; Albert y otros, 2005b) utilizando como fuente de datos el PHOGUE, si bien en ese caso el periodo de referencia era superior al mes. En relación con la evidencia de otros países el dato contrasta, por ejemplo, con el 34% obtenido por Arulampalam y Booth (1998) a partir de datos del Panel de Hogares Británico (BHPS). Adicionalmente, los datos disponibles de la OCDE (1999) muestran que, dentro de Europa, los países del sur (España, Portugal, Italia...) tienen tasas de recepción de formación específica por parte de asalariados relativamente bajas, en comparación con países del centro y el norte europeos (Reino Unido, Francia, Suecia...). En cuanto a quién paga la formación, los datos indican que en torno a la tercera parte (un 4,91% del total de las observaciones) es pagada por las empresas, mientras que el resto (un 9,63%) corre a cargo del trabajador.

Tabla 2: Distribución porcentual del tipo de formación realizada según región de procedencia

Región de procedencia	Sin formación	Formación	Financiada	No financiada
España	85,14	14,86	5,08	9,78
Extranjero	89,43	10,56	2,78	7,78
UE	87,61	12,39	4,77	7,62
Resto de Europa	92,79	7,21	1,06	6,15
América central y sur	88,11	11,89	2,95	8,94
África	91,47	8,53	2,25	6,28
Asia	90,54	9,46	2,03	7,43
Total	85,46	14,54	4,91	9,63

Los datos, por otra parte, también muestran la conveniencia de considerar de alguna manera la formación recibida por los trabajadores inmigrantes. Así, la incidencia de formación cae desde casi el 15% observado entre los españoles a apenas el 10,56%. Esta diferencia es especialmente acusada en cuanto a la cantidad de formación financiada por las empresas (apenas un 2,78% de los trabajadores extranjeros frente al 5% de los españoles). Dentro de este grupo, sin embargo, se observa bastante heterogeneidad. Así, los trabajadores procedentes de la UE presentan tasas de incidencia de ambos tipos de formación comparables a las españolas, si bien son relativamente menores. Por otra parte, entre los trabajadores procedentes de América del sur y central se observa una proporción similar a la española de inversión en formación no financiada, si bien en este caso la incidencia de la formación financiada se reduce a poco menos del 3%. Finalmente, destaca el

hecho de que sean los trabajadores procedentes del resto de Europa los que presenten menores inversiones formativas (especialmente, destaca el hecho de que apenas el 1% recibe formación financiada por sus empresas), aún por debajo de los procedentes del continente africano.

En cuanto a las variables utilizadas como determinantes de la formación recibida, además de la región de procedencia del trabajador, éstas pueden agruparse en características personales y de capital humano, atributos del empleo y una serie de variables ficticias para cada comunidad autónoma con las que se pretende captar la influencia que tiene la situación de los mercados locales de trabajo en las decisiones de invertir en formación⁶. Dentro de la primera categoría, se considera el sexo del individuo, su edad y una variable ficticia para aquéllos que, casados o no, viven en pareja. Además, la educación formal recibida se tiene en cuenta utilizando variables binarias que dividen la muestra en 8 categorías, desde trabajadores analfabetos o con estudios primarios incompletos hasta titulados universitarios con carreras de segundo ciclo o una educación superior. Por otra parte, las características del empleo incluyen la ocupación desempeñada (10 categorías a partir de la Clasificación Nacional de Ocupaciones a un dígito), el sector de actividad de la empresa (7 categorías a partir de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas, también a un dígito), la antigüedad del trabajador, media en años y dos indicadores binarios para aquéllos con un contrato no indefinido y los que trabajan a tiempo parcial. En las Tabla A1 y A2 del anexo se muestran los estadísticos descriptivos de las variables explicativas en función de la nacionalidad de los trabajadores y el estatus en cuanto a la formación.

4. Resultados

El primer objetivo de este trabajo consiste en conocer si, *ceteris paribus*, los trabajadores extranjeros presentan una distinta probabilidad de realizar cursos de formación. Una primera aproximación consiste en estimar tal probabilidad sobre el conjunto de determinantes de la formación descrito en el epígrafe anterior, añadiendo como complemento variables que controlen por la

⁶ Debido a su reducida cuantía, las observaciones correspondientes a las ciudades de Ceuta y Melilla han sido agrupadas en la comunidad de Andalucía.

nacionalidad de los trabajadores. La Tabla 3 presenta, a modo de resumen, los coeficientes (izquierda) y efectos marginales (derecha) correspondientes a tales variables.

Tabla 3: Resultados del modelo *logit* multinomial con muestra completa:
Variables de región (categoría de referencia: España)^a

Formación financiada					
Variable	Coefficiente		(Error est.)	Efecto marg.	(Error est.)
Unión Europea	-0,1146		(0,1341)	-0,0030	(0,0042)
América central y sur	-0,1554	^	(0,1008)	-0,0044	^ (0,0030)
Resto de Europa	-1,1091	***	(0,2628)	-0,0231	*** (0,0033)
África	-0,1586		(0,1968)	-0,0047	(0,0058)
Asia	-0,5731		(0,5911)	-0,0146	(0,0118)
Formación no financiada					
Unión Europea	-0,4742	***	(0,1122)	-0,0200	*** (0,0039)
América central y sur	-0,3323	***	(0,0640)	-0,0149	*** (0,0025)
Resto de Europa	-0,6894	***	(0,1182)	-0,0262	*** (0,0034)
África	-0,1530		(0,1257)	-0,0072	(0,0058)
Asia	-0,3663		(0,3369)	-0,0156	(0,0128)

^a El modelo se estima con controles adicionales. Los resultados completos aparecen consultarse en la tabla A3 del anexo.

*** significativo al 1%, **: al 5%, *, al 10%, ^, al 15%.

Al tratarse estas variables de indicadores binarios, los efectos marginales se calculan como el incremento en la probabilidad estimada de recibir cada tipo de formación (financiada o no financiada) cuando la variable considerada pasa de 0 a 1. Así, puede comprobarse (parte superior de la tabla) que el hecho de proceder de un país europeo no comunitario implica una probabilidad inferior en 2,31 puntos porcentuales de recibir formación financiada por la empresa, constituyendo la referencia los trabajadores nacidos en España. Por otra parte, en el caso de los trabajadores procedentes de América central y del sur, esa probabilidad se reduce en 0,44 puntos porcentuales, si bien en este caso el efecto sólo es significativo a un nivel del 15%. Por el contrario, el resto de grupos de inmigrantes considerados no parecen ser penalizados por su condición. Esto es razonable en el caso de los inmigrantes procedentes de la UE, cuya tasa de incidencia de este tipo de formación, según se ha visto, es sólo ligeramente inferior a la de los españoles. Es más difícil de explicar, sin embargo, la ausencia de una influencia significativa en las variables correspondientes a trabajadores africanos y asiáticos, para los que dicha tasa era la mitad de la española. En el último caso podría aducirse que el reducido número de observaciones correspondiente a ese grupo impide apreciar un efecto definido, si bien tal argumento no parece sostenerse para el caso de los inmigrantes africanos. En

este caso, lo más razonable es suponer que estos trabajadores presentan una menor dotación de las características que influyen positivamente en el hecho de recibir formación financiada por la empresa.

En cuanto a la formación autofinanciada, la procedencia del trabajador tiene aún mayor influencia. Así, de nuevo son los trabajadores del resto de Europa los que presentan una menor probabilidad de realizar estas inversiones, con un efecto marginal de 2,62 puntos porcentuales negativos. El siguiente grupo con menor formación no financiada lo constituyen los trabajadores procedentes de la UE (2 puntos menos), lo que parece desafiar las concepciones previas en cuanto al comportamiento de estos trabajadores. En cuanto a los trabajadores latinoamericanos, presentan una probabilidad de adquirir formación por cuenta propia menor en unos 1,5 porcentuales. En cuanto a trabajadores africanos y asiáticos, el efecto, aunque negativo, vuelve a ser no significativo. Cabe destacar que, aunque los efectos a los que se ha hecho referencia parecen pequeños en magnitud, se refieren a un modelo que predice una probabilidad media de 3,5 puntos de recibir formación empresarial y 5,5 de adquirirla por cuenta propia.

Estos resultados muestran que, efectivamente, el hecho ser un trabajador extranjero afecta a la cantidad de formación realizada, y que esa cantidad depende además de la región de nacimiento del trabajador. Sin embargo, el modelo considerado hasta ahora considera que el resto de variables (nivel educativo, características del empleo, etc.) tienen el mismo efecto en todos los grupos de la población. Esto implica, por ejemplo, suponer que el efecto de trabajar en cierto sector de actividad condiciona la probabilidad de recibir formación en la misma medida, se trate de un trabajador nativo o inmigrante. Parece lógico pensar que esto es demasiado restrictivo. A fin de permitir que los determinantes de la formación sean distintos entre ambos tipos de trabajadores, se han estimado variantes del modelo anterior utilizando por separado las muestras de los trabajadores nacidos en España y el extranjero.

En primer lugar, la Tabla 4 presenta los resultados para ambos colectivos en lo referente a la formación financiada por las empresas. La

categoría de referencia a la hora de estimar los dos modelos logit está compuesta por los trabajadores que no han realizado ninguno de los dos tipos de formación. A la hora de interpretar los efectos marginales es necesario tener en cuenta que salvo las variables de edad y antigüedad en el empleo, el resto de los determinantes de la formación considerados son indicadores binarios.

Tabla 4: Resultados de los modelos *logit* multinomiales para españoles e inmigrantes: Formación Financiada

Variable	Españoles		Inmigrantes	
	Coef	Ef. marg.	Coef	Ef. marg.
Nivel educativo				
Primaria	0,3358	0,0127	0,6161	0,0097
Secundaria 1	0,8072 ***	0,0327 ***	0,7256	0,0108
FP1	1,2410 ***	0,0689 ***	0,7296	0,0121
Secundaria 2	1,4365 ***	0,0698 ***	1,1810 ^	0,0190
FP2	1,5388 ***	0,0920 ***	1,1624 ^	0,0219
Diplomatura	1,6745 ***	0,0923 ***	1,5159 **	0,0342
Licenciatura	1,6646 ***	0,0884 ***	1,4371 *	0,0284
Edad	-0,0156 ***	-0,0004 ***	-0,0202 **	-0,0002 *
Mujer	-0,0363	-0,0011	0,0411	0,0006
Vive en pareja	0,2356 ***	0,0092 ***	0,0651	0,0013
Comunidad				
Aragón	0,1507 **	0,0051 *	0,6768 *	0,0118
Asturias	-0,1831 *	-0,0056 *	0,3783	0,0053
Balears	-0,2578 **	-0,0092 ***	-0,6482	-0,0062 *
Canarias	-0,2033 **	-0,0070 ***	-0,0672	-0,0008
Cantabria	-0,0223	-0,0004	0,4790	0,0082
León	-0,0562	-0,0021	0,4689	0,0077
La Mancha	-0,2159 ***	-0,0071 ***	-0,1913	-0,0020
Cataluña	-0,2924 ***	-0,0100 ***	-0,0289	-0,0002
Valencia	-0,1331 **	-0,0050 **	0,5645 *	0,0087 ^
Extremadura	-0,1837 **	-0,0060 **	0,1694	0,0024
Galicia	0,0589	0,0021	0,9773 ***	0,0192 **
Madrid	-0,0023	-0,0003	0,2156	0,0032
Murcia	-0,0094	-0,0004	0,7168 *	0,0125
Navarra	0,3658 ***	0,0142 ***	0,5937	0,0097
País Vasco	0,0498	0,0013	0,2078	0,0031
La Rioja	-0,1467	-0,0051	-0,4447	-0,0044
Ocupación				
Fuerzas armadas	0,8114 ***	0,0414 ***	2,6947 ***	0,1372 ^
Directivo	1,3902 ***	0,0922 ***	2,2029 ***	0,0850 **
Profesional	1,2378 ***	0,0664 ***	2,1528 ***	0,0698 ***
Técnico	1,0058 ***	0,0503 ***	2,1948 ***	0,0750 ***
Administrativo	0,9014 ***	0,0438 ***	2,0341 ***	0,0649 ***
Trab. Servicios	0,8194 ***	0,0369 ***	1,3712 ***	0,0263 **
Cual. Agricultura	0,6383 ***	0,0315 **	--	--
Cual. Industria	0,6776 ***	0,0306 ***	1,2665 ***	0,0244 **
Operadores	0,4266 ***	0,0181 ***	0,7664 ^	0,0134

(continúa)

Tabla 4: Resultados de los modelos *logit* multinomiales para españoles e inmigrantes: Formación Financiada (continuación)

Variable	Españoles		Inmigrantes	
	Coef	Ef. marg.	Coef	Ef. marg.
Sector de actividad				
Industria	0,4868 ***	0,0200 **	0,5033	0,0058
Construcción	0,1659	0,0069	0,3504	0,0038
Hostelería	0,2499	0,0094	0,0601	-0,0004
Transporte	0,6501 ***	0,0299 ***	0,4910	0,0055
Finanzas	0,7255 ***	0,0340 ***	0,7195	0,0098
AA. PP.	0,9382 ***	0,0400 ***	1,2674 ^	0,0210
Otros Servicios	0,4124 **	0,0165 *	0,0777	-0,0006
Temporal	-0,0410	-0,0026 *	-0,3757 **	-0,0049 **
Antigüedad	0,0074 ***	0,0003 ***	0,0018	0,0000
Tiempo parcial	-0,5879 ***	-0,0193 ***	-0,3839 ^	-0,0049 **
Región de origen				
Resto Europa			-0,7037 **	-0,0073 ***
Resto América			0,1698	0,0018
África			0,1667	0,0018
Asia			-0,1198	-0,0016
Constante	-5,0254 ***		-5,8756 ***	
Prob. media predicha		0,0373		0,0128
N		96.396		7.941
Log-verosimilitud		-41.729,78		-2.728,011
LR test (χ^2)		15.980,81 ***		869,00 ***
Pseudo R2		0,1607		0,1374

*** significativo al 1%, **: al 5%, *, al 10%, ^, al 15%.

El trabajador de referencia es un varón sin estudios, soltero, residente en Andalucía, que desempeña un trabajo no cualificado en el sector primario, con contrato indefinido y a tiempo completo. En el caso del modelo de inmigrantes, además, procede de algún país de la UE-25.

Una primera impresión indica que, especialmente en términos de significatividad de las variables, el modelo presenta patrones menos definidos en el caso de la población inmigrante. Esto sugiere que en este último caso la influencia de los determinantes habituales de la formación es relativamente reducida. Así, un primer ejemplo lo constituyen las variables de nivel educativo. En efecto, en la muestra de trabajadores nativos se observa un cierto grado de complementariedad entre la educación formal y la formación específica, ya que el grupo sin estudios es el que tiene una menor probabilidad de recibirla. Además, se observa una tendencia creciente y similar para la formación financiada de efectos marginales con el nivel educativo, si bien el máximo no está en las licenciaturas, sino en los estudios universitarios de ciclo corto y la formación profesional superior. En ambos casos, un título de tales niveles aumenta la probabilidad de recibir formación por cuenta de la empresa en algo

más de 9 puntos porcentuales, siendo el efecto de las licenciaturas sólo marginalmente inferior (8,8 puntos porcentuales).

Esta relación positiva entre educación formal y formación a lo largo de la vida laboral es común a otros estudios previos (Greenhalg y Stewart, 1987; Mincer, 1988; Altonji y Spletzer, 1991; para el caso español, Caparrós y otros, 2004). Una explicación plausible es que las mismas características inobservables que permiten adquirir educación formal reduzcan el coste de la inversión en formación, como puede ser una mayor facilidad para adquirir conocimientos en un entorno escolar. Adicionalmente, también puede argumentarse que, al igual que la educación formal incrementa la productividad en el empleo, es posible que ésta aumente la capacidad del individuo para aprovechar posteriores estudios. Independientemente de la explicación, el hecho de que la probabilidad sea máxima para los titulados de FP2 y diplomaturas probablemente se deba a la predominancia de enseñanzas técnicas en esos estudios, sujetas a niveles relativamente altos de obsolescencia que han de paliarse a través de formación continua en el empleo.

Sin embargo, la parte derecha de la tabla muestra que para los inmigrantes esta influencia es mucho más débil, si es que existe en absoluto. Algunos coeficientes son significativos y del signo esperado (positivos), en las titulaciones universitarias y las enseñanzas de secundaria de mayor duración. Los efectos marginales, sin embargo, no resultan significativos y, además, puede observarse que su magnitud es en torno a un tercio de la observada entre los trabajadores españoles. Partiendo de los razonamientos anteriores, una posible explicación es que las titulaciones de las que disponen los trabajadores extranjeros no se complementen fácilmente con la formación ofrecida por las empresas, si ésta se dedica a aprovechar las capacidades adquiridas en el sistema educativo español. Una implicación directa es que, en la medida en que la formación financiada se asocia empleos de mayor calidad, los trabajadores extranjeros tendrán dificultades para mejorar su posición incluso aunque sean titulados universitarios, ya que esos títulos no parecen ser valorados por el mercado en la misma medida que los españoles.

Siguiendo con los determinantes de la formación financiada, se comprueba una relación negativa entre la edad y la probabilidad de recibir formación, si bien el efecto marginal es de magnitud reducida. Diez años adicionales reducirían la probabilidad de recibir formación en apenas 0,4 puntos porcentuales para el caso de los españoles, y la mitad en el caso de los extranjeros. En cualquier caso, esta relación también ha sido constatada en otros estudios empíricos como el de Jonker y de Grip (1999), para datos holandeses, además de los ya citados. Constituye, además, una predicción básica de la teoría de inversión en capital humano, en la medida en que a mayor edad menor es la vida laboral restante en la que la empresa puede aprovechar los rendimientos de la formación.

Terminando con las características personales, el hecho de ser mujer no influye a las decisiones empresariales sobre qué trabajadores formar en ninguna de las dos submuestras. Sin embargo, entre los trabajadores españoles, los que viven en pareja tienen, respecto a los solteros, una probabilidad superior en casi un punto de recibir formación por cuenta de su empresa. Al parecer, la empresa considera el hecho de estar casado como un indicador de que el trabajador no va a dejar el empleo o que va a esforzarse en mayor grado, debido a sus responsabilidades familiares (de manera parecida a lo que ocurre con los salarios otorgados a estos individuos, ver Caparrós y otros, 2005).

En cuanto a las características del empleo, se comprueba que el nivel ocupacional es uno de los principales factores a la hora de que las empresas decidan formar a sus empleados, independientemente del grupo de que se trate. Así, de nuevo existe una correlación entre el nivel profesional y la probabilidad de recibir formación. En el extremo se sitúan los directivos, con una probabilidad superior en 9,2 puntos (8,5 en el caso de los inmigrantes) a la de la categoría de referencia, compuesta por los trabajadores no cualificados. Los efectos también son apreciables (por encima de 4 puntos) para los profesionales, técnicos y empleados administrativos. Curiosamente, en este caso los efectos marginales son parecidos en los dos subgrupos analizados. Esto sugiere que, al contrario de lo que sucedía con el nivel educativo, en este

caso las empresas no hacen una especial distinción entre españoles e inmigrantes una vez que tienen en cuenta su categoría profesional.

Por lo que se refiere al sector de actividad los resultados son similares a los obtenidos por Arulampalam y Booth (1998). Concretamente, los sectores en los que es más probable recibir formación financiada por la empresa son la administración pública (incluyendo sanidad y educación), servicios financieros e industria, si bien este patrón sólo es significativo entre los trabajadores nativos. Dejando aparte el caso de la administración pública, este resultado parece indicar que las empresas involucradas en estos sectores pueden tener una necesidad de mantener a sus trabajadores actualizados en unos sectores afectados particularmente por cambios tecnológicos.

Siguiendo con las características del empleo, el efecto del tipo de contrato muestra que existe un conflicto entre flexibilidad laboral y formación, en la medida en que los trabajadores temporales presentan una probabilidad de recibir formación inferior a la de sus compañeros con contrato indefinido, si bien los efectos marginales son reducidos (0,26 puntos porcentuales para los españoles y 0,49 para los inmigrantes). Este resultado es consistente con evidencia previa tanto para España (Caparrós y otros, 2004) como para el Reino Unido (Arulampalam y Booth, 1998), y su interpretación es que los trabajadores temporales serían considerados por la empresa como un grupo poco estable, en la medida en que es más fácil y por lo tanto más probable que sean despedidos, lo que convierte a la formación en una inversión más arriesgada. Algo similar parece ocurrir con los trabajadores a tiempo parcial, para los que también se constata una menor probabilidad de recibir formación financiada. En este caso, la explicación es que, desde el punto de vista de la empresa, una jornada reducida implica un menor tiempo durante el que aprovechar las ventajas futuras de la formación. Finalmente, y al contrario de lo que sucedía con la edad, el número de años en la empresa tiene una influencia positiva sobre en el caso de los trabajadores españoles, lo que parece concordar con la teoría del emparejamiento, ya que los trabajadores con mayor antigüedad tienden a ser más valiosos para la empresa y, por tanto, las inversiones en ellos más rentables

En cuanto a la influencia de la situación económica local, ésta se intenta medir a partir de las variables ficticias que separan la muestra según la comunidad autónoma de residencia, siendo la categoría base los trabajadores andaluces. Así, y basándonos en los resultados para la muestra de españoles, se observa que las regiones en las que es menos probable recibir formación financiada por la empresa son las Islas Baleares y Cataluña (en torno a un punto porcentual menos), seguidas por Canarias, Castilla la Mancha y Extremadura. Por el contrario, en Aragón y, especialmente, Navarra, se dan los mayores efectos marginales. La magnitud del efecto asociado a estas variables no es en ningún caso especialmente notable, lo que implica la ausencia de un patrón claro de distribución regional de la formación. Aún así, los resultados no dejan de ser relativamente sorprendentes, en la medida en que comunidades de alto nivel económico como Cataluña y Baleares se asocian a menor incidencia de la formación financiada. Una posible explicación es que la estructura productiva en estas regiones se concentre en sectores en los que la formación continua de los empleados es relativamente innecesaria.

La Tabla 5 muestra los resultados de los dos modelos en la parte que se refiere a las decisiones por parte de los trabajadores de invertir en formación por su cuenta. Puede comprobarse que en este caso muchas de las características consideradas tienen un efecto similar al reseñado para la formación financiada por las empresas, como es el caso de la ocupación o el sector de actividad, por ejemplo. Por tanto, los comentarios se dirigirán específicamente a los casos en los que exista variación en los resultados.

Un primer ejemplo sucede en el efecto de la educación sobre la probabilidad de adquirir formación. Mientras que antes esto sólo era patente entre los trabajadores nacionales, ahora también se observa una clara relación positiva entre educación y formación laboral para el colectivo inmigrante, si bien los efectos marginales son de una magnitud algo más reducida para éstos (por ejemplo, los universitarios presentan una probabilidad de invertir en formación superior en unos 15 puntos en el caso de los españoles, algo que se reduce a 8-10 puntos en el caso de los inmigrantes). Esto indica que, aunque las empresas no consideren los títulos extranjeros como un indicador claro de que

las inversiones en formación van a ser productivas, los propios asalariados sí lo hacen. La conclusión puede residir en que los empleadores tengan dificultades para valorar la verdadera calidad de sus trabajadores inmigrantes.

Tabla 5: Resultados de los modelos *logit* multinomiales para españoles e inmigrantes: Formación no Financiada

Variable	Españoles				Inmigrantes			
	Coef		Ef. marg.		Coef		Ef. Marg.	
Nivel educativo								
Primaria	0,3175	*	0,0173	^	0,0362		0,0013	
Secundaria 1	0,5315	***	0,0280	**	0,5547	*	0,0327	^
FP1	0,6518	***	0,0361	**	0,3902		0,0225	
Secundaria 2	1,7656	***	0,1539	***	0,8385	***	0,0505	**
FP2	1,0564	***	0,0682	***	1,0506	***	0,0791	**
Diplomatura	1,7487	***	0,1476	***	1,0588	***	0,0777	**
Licenciatura	1,8304	***	0,1573	***	1,3154	***	0,1041	***
Edad	-0,0626	***	-0,0032	***	-0,0395	***	-0,0020	***
Mujer	-0,1125	***	-0,0057	***	-0,0511		-0,0027	
Vive en pareja	-0,4712	***	-0,0261	***	-0,6278	***	-0,0351	***
Comunidad								
Aragón	0,2669	***	0,0150	***	-0,0305		-0,0022	
Asturias	-0,3207	***	-0,0142	***	0,3552		0,0210	
Balears	0,4724	***	0,0305	***	-0,1432		-0,0067	
Canarias	0,1477	**	0,0085	**	-0,0302		-0,0015	
Cantabria	-0,2389	***	-0,0111	***	-0,6672	^	-0,0263	**
León	0,0725	^	0,0040	^	-0,5474	**	-0,0233	***
La Mancha	-0,0400		-0,0016		-0,3668		-0,0163	^
Cataluña	0,2650	***	0,0157	***	-0,2041		-0,0099	
Valencia	0,2323	***	0,0134	***	0,1099		0,0054	
Extremadura	-0,0784		-0,0036		-0,1138		-0,0057	
Galicia	0,0287		0,0014		0,1424		0,0066	
Madrid	0,1220	**	0,0066	**	-0,4004	**	-0,0182	**
Murcia	0,0159		0,0008		-0,0084		-0,0011	
Navarra	0,3863	***	0,0223	***	0,2235		0,0120	
País Vasco	0,2229	***	0,0125	***	-0,2778		-0,0129	
La Rioja	0,0787		0,0045		-0,5698	^	-0,0231	*
Ocupación								
Fuerzas armadas	0,2914	**	0,0140	*	0,8843		0,0509	
Directivo	0,3494	***	0,0137	**	0,6636	^	0,0373	
Profesional	0,5022	***	0,0250	***	1,0548	***	0,0734	***
Técnico	0,4335	***	0,0219	***	0,8965	***	0,0574	***
Administrativo	0,4149	***	0,0213	***	0,8912	***	0,0585	***
Trab. Servicios	0,4462	***	0,0235	***	0,6143	***	0,0355	***
Cual. Agricultura	-0,1841		-0,0103		--		--	
Cual. Industria	-0,0499		-0,0042		0,3722	**	0,0197	*
Operadores	-0,0468		-0,0034		0,1169		0,0055	

(continúa)

Tabla 5: Resultados de los modelos *logit* multinomiales para españoles e inmigrantes:
Formación no Financiada (continuación)

Variable	Españoles		Inmigrantes	
	Coef	Ef. marg.	Coef	Ef. Marg.
Sector de actividad				
Industria	0,0962	0,0039	1,1760 ***	0,0900 **
Construcción	-0,2809 **	-0,0135 ***	0,9529 **	0,0652 *
Hostelería	0,1193	0,0058	1,1493 ***	0,0802 **
Transporte	0,2449 **	0,0118 ^	1,2272 ***	0,1049 *
Finanzas	0,1120	0,0039	1,2382 ***	0,1021 *
AA. PP.	0,6826 ***	0,0378 ***	1,7394 ***	0,1658 **
Otros Servicios	0,3276 ***	0,0179 **	1,4150 ***	0,1126 **
Temporal	0,4986 ***	0,0284 ***	0,1090	0,0059
Antigüedad	0,0052 **	0,0003 **	-0,0156	-0,0008
Tiempo parcial	1,0179 ***	0,0771 ***	0,9042 ***	0,0626 ***
Región de origen				
Resto Europa			0,0793	0,0046
Resto América			0,4349 ***	0,0226 ***
África			0,4827 ***	0,0289 **
Asia			0,3113	0,0185
Constante	-1,9184 ***		-3,5391 ***	
Prob. media predicha		0,0546		0,0547
N		96.396		7.941
Log-verosimilitud		-41.729,78		-2.728,011
LR test (χ^2)		15.980,81 ***		869,00 ***
Pseudo R2		0,1607		0,1374

*** significativo al 1%, **: al 5%, *, al 10%, ^, al 15%.

El trabajador de referencia es un varón sin estudios, soltero, residente en Andalucía, que desempeña un trabajo no cualificado en el sector primario, con contrato indefinido y a tiempo completo. En el caso del modelo de inmigrantes, además, procede de algún país de la UE-25.

Es interesante, por otra parte, el efecto del estado civil sobre la cantidad de formación adquirida. Así, mientras que las empresas prefieren formar a sus trabajadores cuando estos viven en pareja, es menos probable que estos adquieran formación, probablemente debido a que las responsabilidades familiares limitan el tiempo disponible para tales actividades. Algo parecido, en sentido contrario, ocurre con la variable que señala a los asalariados a tiempo parcial, que en este caso pueden aprovechar el tiempo que le dejan libre sus jornadas reducidas para formarse, quizás con el objetivo de obtener un contrato a tiempo completo. Finalmente, otra variable con sentido diferente al encontrado anteriormente es la de contrato temporal, que en este caso tiene una influencia positiva, para los trabajadores españoles, en la cantidad de

formación. El resultado parece implicar que estos asalariados tratan de mejorar su situación a través de la formación con el objetivo de obtener un empleo de mayor calidad.

En cuanto a las variables de comunidad autónoma, en este caso los resultados muestran un patrón bastante más definido que en el caso de la formación financiada por las empresas. Así, y fijándonos sólo en la ecuación para trabajadores nacionales, en este caso sólo en dos regiones se observa un efecto negativo y significativo, Asturias y Cantabria, lo que sitúa a Andalucía, como referencia, en el grupo de comunidades con menos inversión en formación de este tipo. Junto a ésta, también se sitúan comunidades como Extremadura o Castilla la Mancha. Por otra parte, se observan efectos marginales de cierta magnitud (superiores a 1,5 puntos porcentuales) en Aragón, Cataluña, Navarra y Baleares. Esto sugiere que son los trabajadores en las comunidades con mayor nivel económico en los que más invierten en formación. Una explicación puede ser que en esas regiones existen más oportunidades de encontrar un empleo de calidad. También es interesante el caso de Cataluña y Baleares, en las que era menos probable recibir formación financiada por la empresa. Así, en estos casos puede que los trabajadores intenten compensar la falta de atención que a su formación le dedican sus empleadores.

5. Conclusiones

Este trabajo ha presentado evidencia empírica para el mercado laboral español acerca de los principales determinantes de la formación en el empleo de trabajadores nacionales e inmigrantes, una cuestión de especial importancia en un mercado que prima crecientemente el trabajo cualificado. También se ha prestado atención a la fuente de financiación de los cursos, en la medida en que los intereses de empresa y trabajador pueden no coincidir.

Una primera conclusión es que la proporción de trabajadores que reciben formación es inferior entre los inmigrantes, si bien esta conclusión es matizable en algunos grupos, como son los trabajadores procedentes de la UE. Al tener en cuenta las características de los asalariados, se concluye que,

manteniendo los determinantes de la formación constantes, los inmigrantes tienen una probabilidad significativamente inferior de recibir formación, ya sea financiada por las empresas o no, si bien existen algunas excepciones. Para analizar esta cuestión más en detalle, se ha estimado la probabilidad de recibir los dos tipos de formación por separado para ambos colectivos utilizando sendos modelos logit multinomiales. Se ha comprobado que existen diferencias en los determinantes de la formación según el trabajador sea español o extranjero. De especial interés el efecto de la educación, mucho más moderado en los trabajadores inmigrantes que en los nacionales.

Por otra parte, es destacable que los determinantes sean distintos dependiendo de quién financie la formación (empresa o asalariado). Así, por ejemplo, trabajar a tiempo parcial reduce el incentivo empresarial a invertir en capital humano específico, mientras que esa misma característica proporciona un tiempo extra que los trabajadores aprovechan para formarse por su cuenta. Finalmente, se observa una relación positiva entre la educación formal y la categoría profesional con la formación laboral, lo que sugiere que ésta complementa a inversiones anteriores y, en la medida en que repercute en incrementos salariales, amplificaría las desigualdades salariales de partida.

Bibliografía.

- Acemoglu, Daron y Jörn S. Pischke (1999), "The Structure of Wages and Investment in Imperfect Labor Markets". *Journal of Political Economy*, 107(3), pp. 539-572.
- Alba-Ramírez, A. (1994). "Formal training, temporary contracts, productivity and wages in Spain", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 56(2), pp. 151-170.
- Albert, Cecilia, Carlos García Serrano y Virginia Hernanz (2005a), "Firm-Provided Training and Temporary Contracts", *Spanish Economic Review* 7(1), pp. 67-88.
- Albert, Cecilia, Carlos García Serrano y Virginia Hernanz (2005b) - Los Determinantes de la Formación en la Empresa y sus Rendimientos - Comunicación presentada en las VI Jornadas de Economía Laboral, Alicante, Julio 2005.

- Altonji, Joseph y James Spletzer (1991), "Worker Characteristics, Job Characteristics, and the Receipt of On-the-Job Training", *Industrial and Labor Relations Review*, 45(1), pp. 58-79.
- Arulampalam, Wiji y Alison L. Booth (1998), "Training and Labour Market Flexibility: Is there a Trade-Off?", *British Journal of Industrial Relations*, 36(4), pp. 521-536.
- Becker, Gary S. (1964), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. The University of Chicago Press, Chicago y Londres. 3ª edición, 1993.
- Blau, F. y L. Khan (1996), "International differences in wage inequality: institutions versus market forces". *Journal of Political Economy*, 104(4), pp. 791-837.
- Caparrós, A., L. Navarro y M. Rueda (2004). "Efectos de la temporalidad sobre la formación recibida durante el empleo", *Cuadernos de Economía*, 27(74), pp.51-73.
- Caparrós, A., L. Navarro y M. Rueda (2005). "Endogenous wage determinants and returns to education in Spain". Ponencia presentada en la XIX Reunión Annual de la ASEPELT.
- Chang, Chun y Yijiang Wang (1995), "A Framework for Understanding Differences in Labor Turnover and Human Capital Investment". *Journal of Economic Behavior and Organization*, 28(1) pp. 91-105.
- Dolado, J. F. Felgueroso y F. Jimeno (1999). "Los problemas del mercado de trabajo juvenil en España: empleo, formación y salarios mínimos", *Economiaz*, 43(1), pp. 136-157.
- Fernández, C y Ortega, C (2006): "Labor market assimilation of immigrants in Spain: Employment at the expense of bad job-matches?". FEDEA, documento de trabajo 2006-21.
- García-Espejo, Isabel (1999). "Formación en el Trabajo y Movilidad Laboral", *Papers* 59, pp. 195-219.
- Greenhalg, Christine y Mark Stewart (1987). "The effects and Determinants of Training", *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 49(2), pp.171-190.

Jonker, Nicole y Andries de Grip (1999), "Do Employees with Flexible Contracts Receive less Training?", Documento de trabajo, Universidad de Maastricht.

Lynch, M. (1989), "Private sector training and its impact on the earnings of young workers", NBER WP n° 2872.

Mincer, Jacob (1988). "Job training, Wage Growth, and Labor Turnover", NBER WP n° 2690.

OCDE (1999). "Training of Adult Workers in OECD Countries: Measurement and Analysis", Employment Outlook, Junio, pp. 133-155. París.

Tabla A1: Estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en el análisis. Españoles

Variable	Sin formación		Financiada		No financiada	
	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica
Sin estudios	0.0304	0.1717	0.0037	0.0605	0.0036	0.0600
Primaria	0.1344	0.3411	0.0294	0.1689	0.0265	0.1607
Secundaria 1	0.3199	0.4665	0.1324	0.3390	0.1600	0.3666
FP1	0.0987	0.2982	0.0806	0.2723	0.0678	0.2514
Secundaria 2	0.1094	0.3122	0.1302	0.3366	0.2058	0.4043
FP2	0.0998	0.2998	0.1298	0.3361	0.0956	0.2940
Diplomatura	0.0985	0.2980	0.2278	0.4194	0.2055	0.4041
Licenciatura	0.1088	0.3114	0.2661	0.4420	0.2353	0.4242
Edad	40.2776	11.5798	40.3577	10.0861	31.8681	10.1195
Mujer	0.4095	0.4917	0.4622	0.4986	0.5515	0.4974
Vive en pareja	0.6338	0.4818	0.6839	0.4650	0.3457	0.4756
Andalucía	0.1759	0.3807	0.1747	0.3797	0.1654	0.3715
Aragón	0.0462	0.2099	0.0608	0.2390	0.0523	0.2226
Asturias	0.0269	0.1617	0.0247	0.1552	0.0179	0.1327
Baleares	0.0265	0.1607	0.0186	0.1350	0.0324	0.1769
Canarias	0.0540	0.2259	0.0412	0.1988	0.0524	0.2228
Cantabria	0.0266	0.1610	0.0288	0.1672	0.0192	0.1372
León	0.0957	0.2941	0.0988	0.2984	0.0877	0.2829
La Mancha	0.0725	0.2593	0.0582	0.2341	0.0597	0.2370
Cataluña	0.1090	0.3116	0.0873	0.2824	0.1220	0.3273
Valencia	0.0840	0.2774	0.0737	0.2613	0.0918	0.2887
Extremadura	0.0369	0.1885	0.0306	0.1723	0.0331	0.1789
Galicia	0.0628	0.2426	0.0706	0.2562	0.0557	0.2293
Madrid	0.0592	0.2359	0.0780	0.2681	0.0705	0.2561
Murcia	0.0329	0.1783	0.0333	0.1793	0.0318	0.1755
Navarra	0.0240	0.1530	0.0414	0.1993	0.0338	0.1808
País Vasco	0.0505	0.2189	0.0635	0.2438	0.0584	0.2346
La Rioja	0.0165	0.1273	0.0159	0.1252	0.0158	0.1247
Fuerzas armadas	0.0065	0.0803	0.0102	0.1005	0.0117	0.1074
Directivo	0.0227	0.1489	0.0529	0.2238	0.0181	0.1335
Profesional	0.1191	0.3239	0.3322	0.4711	0.2603	0.4388
Técnico	0.1185	0.3232	0.1757	0.3806	0.1643	0.3706
Administrativo	0.1046	0.3060	0.1222	0.3276	0.1448	0.3519
Trab. Servicios	0.1603	0.3669	0.1222	0.3276	0.2067	0.4050
Cual. Agricultura	0.0118	0.1081	0.0045	0.0669	0.0039	0.0625
Cual. Industria	0.1799	0.3841	0.0924	0.2897	0.0639	0.2445
Operadores	0.1135	0.3172	0.0516	0.2213	0.0431	0.2030
No cualificados	0.1631	0.3695	0.0359	0.1861	0.0832	0.2761
Agricultura	0.0310	0.1734	0.0080	0.0889	0.0119	0.1084
Industria	0.1983	0.3988	0.1482	0.3553	0.1137	0.3175
Construcción	0.1222	0.3275	0.0484	0.2146	0.0453	0.2080
Hostelería	0.1939	0.3953	0.1088	0.3114	0.2028	0.4021
Transporte	0.0541	0.2263	0.0518	0.2217	0.0495	0.2170
Finanzas	0.1036	0.3048	0.1357	0.3425	0.1192	0.3241
AA. PP.	0.2311	0.4216	0.4645	0.4988	0.3772	0.4847
Otros Servicios	0.0657	0.2477	0.0347	0.1830	0.0803	0.2718
Temporal	0.2855	0.4517	0.2067	0.4050	0.5054	0.5000
Antigüedad	10.1803	10.5406	12.4760	10.4836	5.6408	7.9114
Tiempo parcial	0.1068	0.3089	0.0473	0.2124	0.2899	0.4537

Tabla A2: Estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en el análisis. Extranjeros

Variable	Sin formación		Financiada		No financiada	
	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica	Media	Desv. típica
Sin estudios	0.0605	0.2385	0.0090	0.0949	0.0210	0.1436
Primaria	0.1455	0.3526	0.0407	0.1981	0.0566	0.2313
Secundaria 1	0.2009	0.4007	0.0905	0.2875	0.1683	0.3744
FP1	0.0741	0.2619	0.0362	0.1872	0.0485	0.2151
Secundaria 2	0.2706	0.4443	0.2217	0.4163	0.3026	0.4598
FP2	0.0694	0.2542	0.0860	0.2810	0.0841	0.2778
Diplomatura	0.0745	0.2626	0.1946	0.3968	0.1117	0.3152
Licenciatura	0.1045	0.3059	0.3213	0.4680	0.2071	0.4056
Edad	36.4740	9.9537	38.2262	8.9477	33.0866	10.1369
Mujer	0.4579	0.4983	0.5113	0.5010	0.5744	0.4948
Vive en pareja	0.6290	0.4831	0.7014	0.4587	0.4757	0.4998
Andalucía	0.0965	0.2952	0.0995	0.3001	0.1117	0.3152
Aragón	0.0414	0.1992	0.0498	0.2180	0.0437	0.2046
Asturias	0.0107	0.1029	0.0181	0.1336	0.0194	0.1381
Baleares	0.0579	0.2335	0.0226	0.1490	0.0550	0.2282
Canarias	0.0686	0.2527	0.0724	0.2597	0.0922	0.2896
Cantabria	0.0158	0.1246	0.0226	0.1490	0.0097	0.0981
León	0.0698	0.2549	0.0679	0.2521	0.0421	0.2009
La Mancha	0.0500	0.2179	0.0271	0.1629	0.0340	0.1813
Cataluña	0.1376	0.3445	0.0905	0.2875	0.1246	0.3305
Valencia	0.1322	0.3387	0.1312	0.3384	0.1553	0.3625
Extremadura	0.0132	0.1143	0.0136	0.1160	0.0162	0.1263
Galicia	0.0467	0.2111	0.1538	0.3616	0.0777	0.2679
Madrid	0.1183	0.3230	0.1176	0.3229	0.0987	0.2985
Murcia	0.0669	0.2498	0.0498	0.2180	0.0502	0.2185
Navarra	0.0238	0.1524	0.0271	0.1629	0.0291	0.1683
País Vasco	0.0251	0.1563	0.0271	0.1629	0.0259	0.1589
La Rioja	0.0256	0.1580	0.0090	0.0949	0.0146	0.1199
Fuerzas armadas	0.0015	0.0393	0.0181	0.1336	0.0049	0.0696
Directivo	0.0128	0.1125	0.0452	0.2083	0.0129	0.1131
Profesional	0.0545	0.2270	0.2851	0.4525	0.1392	0.3464
Técnico	0.0558	0.2295	0.1719	0.3782	0.0955	0.2941
Administrativo	0.0480	0.2138	0.1131	0.3175	0.0841	0.2778
Trab. Servicios	0.1929	0.3946	0.1493	0.3572	0.2686	0.4436
Cual. Agricultura	0.0152	0.1224	0.0000	0.0000	0.0049	0.0696
Cual. Industria	0.1866	0.3896	0.1222	0.3282	0.1165	0.3211
Operadores	0.0742	0.2621	0.0362	0.1872	0.0388	0.1934
No cualificados	0.3585	0.4796	0.0588	0.2358	0.2346	0.4241
Agricultura	0.0629	0.2429	0.0090	0.0949	0.0113	0.1059
Industria	0.1374	0.3443	0.1357	0.3433	0.1019	0.3028
Construcción	0.1909	0.3931	0.0905	0.2875	0.0987	0.2985
Hostelería	0.2316	0.4219	0.1403	0.3481	0.2654	0.4419
Transporte	0.0396	0.1950	0.0498	0.2180	0.0421	0.2009
Finanzas	0.0715	0.2577	0.1357	0.3433	0.0874	0.2826
AA. PP.	0.0825	0.2752	0.3846	0.4876	0.1877	0.3908
Otros Servicios	0.1835	0.3871	0.0543	0.2271	0.2055	0.4044
Temporal	0.5384	0.4986	0.3122	0.4644	0.5890	0.4924
Antigüedad	3.5301	5.7272	7.0973	8.0604	2.9408	5.0322
Tiempo parcial	0.1514	0.3584	0.0905	0.2875	0.3204	0.4670
UE	0.1602	0.3669	0.2805	0.4503	0.1602	0.3671
Resto América	0.4759	0.4995	0.5113	0.5010	0.5550	0.4974
Resto Europa	0.1849	0.3882	0.0679	0.2521	0.1408	0.3481
África	0.1601	0.3667	0.1267	0.3334	0.1262	0.3324
Asia	0.0189	0.1361	0.0136	0.1160	0.0178	0.1323

Tabla A3: Resultados del modelo *logit* multinomial con la muestra completa.

Variable	Formación financiada			Formación no financiada		
	Efecto marg.		Error est.	Efecto marg.		Error est.
Primaria	0.0127		(0.0102)	0.0127		(0.0099)
Secundaria 1	0.0309	***	(0.0108)	0.0245	***	(0.0095)
FP1	0.0637	***	(0.0187)	0.0304	***	(0.0117)
Secundaria 2	0.0640	***	(0.0179)	0.1319	***	(0.0204)
FP2	0.0853	***	(0.0219)	0.0617	***	(0.0149)
Diplomatura	0.0865	***	(0.0219)	0.1336	***	(0.0214)
Licenciatura	0.0829	***	(0.0210)	0.1442	***	(0.0219)
Edad	-0.0004	***	(0.0001)	-0.0031	***	(0.0001)
Mujer	-0.0010		(0.0011)	-0.0058	***	(0.0013)
Vive en pareja	0.0083	***	(0.0011)	-0.0279	***	(0.0016)
Aragón	0.0051	*	(0.0027)	0.0135	***	(0.0037)
Asturias	-0.0047	^	(0.0030)	-0.0130	***	(0.0036)
Baleares	-0.0100	***	(0.0028)	0.0263	***	(0.0051)
Canarias	-0.0067	***	(0.0022)	0.0086	***	(0.0033)
Cantabria	0.0002		(0.0032)	-0.0120	***	(0.0036)
León	-0.0016		(0.0019)	0.0024		(0.0026)
La Mancha	-0.0067	***	(0.0020)	-0.0029		(0.0027)
Cataluña	-0.0094	***	(0.0017)	0.0137	***	(0.0027)
Valencia	-0.0040	**	(0.0020)	0.0130	***	(0.0029)
Extremadura	-0.0053	**	(0.0027)	-0.0038		(0.0034)
Galicia	0.0039	^	(0.0024)	0.0023		(0.0030)
Madrid	-0.0004		(0.0021)	0.0046	^	(0.0029)
Murcia	0.0002		(0.0030)	0.0002		(0.0036)
Navarra	0.0134	***	(0.0038)	0.0219	***	(0.0050)
País Vasco	0.0014		(0.0024)	0.0111	***	(0.0035)
La Rioja	-0.0054	^	(0.0035)	0.0017		(0.0051)
Fuerzas armadas	0.0475	***	(0.0124)	0.0188	**	(0.0081)
Directivo	0.0953	***	(0.0116)	0.0178	***	(0.0063)
Profesional	0.0687	***	(0.0073)	0.0301	***	(0.0041)
Técnico	0.0536	***	(0.0061)	0.0270	***	(0.0037)
Administrativo	0.0470	***	(0.0060)	0.0265	***	(0.0037)
Trab. Servicios	0.0377	***	(0.0050)	0.0267	***	(0.0033)
Cual.	0.0296	**	(0.0146)	-0.0071		(0.0083)
Agricultura						
Cual. Industria	0.0318	***	(0.0049)	-0.0010		(0.0031)
Operadores	0.0195	***	(0.0049)	-0.0014		(0.0034)
Industria	0.0192	**	(0.0081)	0.0106	^	(0.0065)
Construcción	0.0070		(0.0073)	-0.0077		(0.0055)
Hostelería	0.0085		(0.0070)	0.0122	*	(0.0064)
Transporte	0.0284	***	(0.0106)	0.0198	**	(0.0080)
Finanzas	0.0326	***	(0.0103)	0.0111	*	(0.0066)
AA. PP.	0.0390	***	(0.0095)	0.0473	***	(0.0081)
Otros Servicios	0.0138	^	(0.0084)	0.0255	***	(0.0080)
Temporal	-0.0032	**	(0.0013)	0.0263	***	(0.0017)
Antigüedad	0.0002	***	(0.0001)	0.0001		(0.0001)
Tiempo parcial	-0.0177	***	(0.0015)	0.0772	***	(0.0031)
UE	-0.0030		(0.0042)	-0.0200	***	(0.0039)
Resto América	-0.0044	^	(0.0030)	-0.0149	***	(0.0025)
Resto Europa	-0.0231	***	(0.0033)	-0.0262	***	(0.0034)
África	-0.0047		(0.0058)	-0.0072		(0.0058)
Asia	-0.0146		(0.0118)	-0.0156		(0.0128)
Prob. media predicha			0.0349			0.0551
N						104337
Log-verosimilitud						-
LR test (Xi-2)				***		44568.749
Pseudo R2						16768.6
						0.1583

*** significativo al 1%, **: al 5%, *, al 10%, ^, al 15%.