

M.^a Lucía Navarro Gómez*
Mario F. Rueda Narváez*

DETERMINANTES DE LA FORMACIÓN LABORAL POR PARTE DE LOS ASALARIADOS ESPAÑOLES Y EXTRANJEROS

El objetivo de este trabajo es proporcionar evidencia empírica sobre la formación laboral adquirida por trabajadores nativos e inmigrantes, y así 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 (INE 2005-2006) con los que se estima la probabilidad de recibir formación pagada por la empresa o financiada por el propio trabajador, mediante modelos logit multinomiales. Los resultados sugieren que la influencia de los determinantes de la formación varía según la nacionalidad de los trabajadores y la fuente de financiación (empresa o trabajador).

Palabras clave: capital humano, formación específica, modelo logit multinomial.

Clasificación JEL: C25, J24.

1. Introducción

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 (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 períodos de desempleo (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, es 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 me-

* Universidad de Málaga.

Este trabajo se ha realizado en el marco de los Proyectos SEJ 2007-68045-C02-01/ECON (Ministerio de Ciencia y Tecnología), PRY116/09 (Fundación Centro de Estudios Andaluces) y P09SEJ4859 de la Junta de Andalucía.

Los autores agradecen los comentarios y sugerencias recibidos durante el proceso de evaluación anónima.

Versión de noviembre de 2009.

canismos 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, que se adquiere con posterioridad al abandono del sistema educativo y, en general, de forma simultánea al desarrollo de la actividad laboral. Se trata de una inversión por la que 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 costeada 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, 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, lo que es especialmente problemático. 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

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

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 su duración 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 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 *et al.* (2004) y con la ECVT (Albert *et al.*, 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. Caparrós *et al.* (2009), a su vez, analizan el acceso a la formación de hombres y mujeres teniendo en cuenta la dualidad entre formación ofrecida por las empresas y aquella que financian los propios trabajadores. 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 *et al.* (2005b) y Caparrós *et al.* (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 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

² El porcentaje que la población extranjera representa sobre la población total ha pasado del 1 por 100 en 1991 hasta el 12 por 100 en 2009, con lo que nuestro país se ha transformado en una zona de inmigración.

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. El apartado 2 discute el modelo econométrico utilizado, el apartado 3 presenta la fuente de datos empleada para construir las distintas variables. Los resultados de la estimación, tanto para la formación financiada por la empresa como por los trabajadores, se detallan en el apartado 4 y, finalmente, el apartado 5 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 afecte a la probabilidad de recibir formación financiada por el empresario de manera opuesta al 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 influyen en la formación laboral y α_j es 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 también 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, las olas correspondientes a los segundos trimestres y para los 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 necesarias.

CUADRO 1

REGIÓN DE PROCEDENCIA DE LOS ASALARIADOS INMIGRANTES

Región de procedencia	Frecuencia	Porcentaje
Unión Europea	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	100,00

FUENTE: Elaboración propia.

Una vez separada la muestra entre trabajadores españoles e inmigrantes mediante el lugar de nacimiento de cada individuo, se constata que un 92,4 por 100 de las observaciones (96.396) corresponden a asalariados españoles, mientras que el 7,6 por 100 restante (7.941 personas) corresponden a extranjeros. Dado que el comportamiento respecto a la adquisición de formación laboral puede ser especialmente heterogéneo dentro del grupo de trabajadores extranjeros, se divide la submuestra de inmigrantes en función de la región de procedencia de los mismos, considerándose cinco categorías amplias: 1) Unión Europea (UE-25, excluyendo Bulgaria y Rumanía, países incorporados en 2007), Estados Unidos y Canadá, 2) resto de Europa (incluyendo Rusia)³, 3) resto de América, 4) África y 5) Asia y Oceanía. La distribución de las observaciones en función de estas categorías aparece en el Cuadro 1.

En dicho Cuadro se constata que aproximadamente la mitad de los trabajadores extranjeros en España proceden del continente americano (excluyendo EE UU y Canadá). Le siguen en importancia aquéllos proceden-

tes de la Europa no comunitaria, la UE y África, estando todas estas categorías algo por encima del 15 por 100 del total. Finalmente, los trabajadores asiáticos y de Oceanía no alcanzan el 2 por 100 del total de los inmigrantes.

En relación con la variable dependiente, los encuestados en la EPA informan sobre si han realizado o no formación en las últimas cuatro semanas, ya sea de tipo reglado o no reglado, y dentro de esta categoría se puede conocer si los cursos son organizados por la propia empresa. Así, se asigna a la categoría de formación financiada ($Y_i = 1$) aquéllos individuos que realizan este tipo de cursos. La formación no financiada ($Y_i = 2$) corresponde a los trabajadores con cualquier otro tipo de formación, salvo la que tenga objetivos recreativos⁴. Finalmente, consideramos que el resto de los trabajadores no realiza este tipo de inversión ($Y_i = 0$).

La distribución de los distintos grupos de trabajadores en función de la variable dependiente aparece en el Cuadro 2. En primer lugar, puede señalarse el hecho de que, en el período considerado, sólo un 14,5 por 100 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 España (Caparrós *et al.*, 2004; Albert *et al.*, 2005b) utilizando como fuente de datos el PHOGUE, si bien en ese caso el período de referencia era superior al mes. En relación con la evidencia de otros países el dato contrasta, por ejemplo, con el 34 por 100 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,

³ Aunque la EPA no permite conocer el país concreto de procedencia a partir de 2006, es destacable que en los datos de 2005 (en los que sí consta el país), en torno al 70 por 100 de este grupo está compuesto por ciudadanos de Rumanía y Bulgaria.

⁴ 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).

CUADRO 2
DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DEL TIPO DE FORMACIÓN REALIZADA
SEGÚN REGIÓN DE PROCEDENCIA

Región de procedencia	Sin formación	Con formación	Financiada	No financiada
España.	85,14	14,86	5,08	9,78
Extranjero.	89,43	10,56	2,78	7,78
Unión Europea	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

FUENTE: Elaboración propia.

Italia...) tienen tasas de recepción de formación específica por parte de asalariados relativamente bajas, en comparación con países del Centro y el Norte (Reino Unido, Francia, Suecia...). En cuanto a quién paga la formación, los datos indican que en torno a la tercera parte (un 4,9 por 100 del total de las observaciones) es financiada por las empresas, mientras que el resto (un 9,6 por 100) corre a cargo del trabajador.

Los datos también muestran la conveniencia de considerar la formación recibida por los trabajadores inmigrantes. Así, la incidencia de formación cae desde casi el 15 por 100 observado entre los españoles a apenas el 10 por 100 para los inmigrantes. Esta diferencia es especialmente acusada en cuanto a la cantidad de formación financiada por las empresas (un 2,8 por 100 de los trabajadores extranjeros frente al 5 por 100 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 menos del 3 por 100. Finalmente, destaca el hecho de que sean los trabajadores procedentes del resto de Europa los que presenten menores inversiones formativas (apenas el 1 por 100 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 formación⁵. 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 uti-

⁵ Debido a su reducida cuantía, las observaciones correspondientes a las ciudades de Ceuta y Melilla han sido agrupadas en la comunidad de Andalucía.

CUADRO 3

RESULTADOS DEL MODELO LOGIT MULTINOMIAL CON MUESTRA COMPLETA:
VARIABLES DE REGIÓN (CATEGORÍA DE REFERENCIA: ESPAÑA^a)

Variable	Formación financiada			
	Coefficiente	(Error estimado)	Efecto marginal	(Error estimado)
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)

NOTAS: ^a El modelo se estima con controles adicionales. Los resultados completos, no reproducidos aquí por cuestiones de espacio, quedan a disposición del lector que lo solicite.

*** Significativo al 1 por 100, ** al 5 por 100, * al 10 por 100, ^ al 15 por 100.

FUENTE: Elaboración propia.

lizando variables binarias que dividen la muestra en ocho 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 (diez categorías a partir de la Clasificación Nacional de Ocupaciones a un dígito), el sector de actividad de la empresa (siete categorías a partir de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas, también a un dígito), la antigüedad del trabajador, medida en años, y dos indicadores binarios para aquéllos con un contrato no indefinido y los que trabajan a tiempo parcial.

4. Resultados

Una primera aproximación para saber si, *ceteris paribus*, los trabajadores extranjeros presentan una distinta

probabilidad de realizar cursos de formación consiste en estimar tal probabilidad sobre el conjunto de determinantes de la formación descritos, fijándonos en particular en las variables que controlan la nacionalidad de los trabajadores. El Cuadro 3 presenta, a modo de resumen, los coeficientes (izquierda) y efectos marginales (derecha) correspondientes a tales variables. Al tratarse de indicadores binarios, los efectos marginales se calculan como el incremento en la probabilidad estimada de recibir cada tipo de formación cuando la variable considerada pasa de 0 a 1.

En la parte superior del Cuadro 3 puede comprobarse 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, respecto a los trabajadores nacidos en España. Por otra parte, para 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 100. Por el contrario, el resto de grupos de inmigrantes considerados no parecen estar penalizados por su condición. Esto es razonable para 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. Sin embargo, es más difícil de explicar esta ausencia de influencia significativa para los trabajadores africanos y asiáticos, entre 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 se sostiene para los inmigrantes africanos. Al parecer, 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, seguidos por los procedentes de la UE (2 puntos menos), lo que parece desafiar las concepciones previas en cuanto al comportamiento de estos trabajadores. Por su parte, los individuos latinoamericanos presentan una probabilidad de adquirir formación por cuenta propia inferior en 1,5 puntos porcentuales a los nacionales, y para los africanos y asiáticos, aunque el efecto es negativo, vuelve a ser no significativo⁶.

A la vista de estos resultados se constata que, efectivamente, el hecho de ser un trabajador extranjero afecta a la cantidad de formación realizada, y que esa cantidad depende además de la región de nacimiento del tra-

bajador. Sin embargo, el modelo aquí explicitado considera que el resto de variables (nivel educativo, características del empleo, etcétera) tienen el mismo efecto en todos los grupos de la población. Es decir, supone, por ejemplo, que el hecho de trabajar en cierto sector de actividad condiciona la probabilidad de recibir formación en la misma medida, tanto para el trabajador nativo como inmigrante, lo que es demasiado restrictivo. A fin de permitir que los determinantes de la formación sean distintos para los dos tipos de trabajadores, se han estimado variantes del modelo anterior utilizando por separado las muestras de los trabajadores nacidos en España y en el extranjero.

Formación financiada por las empresas

El Cuadro 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 son indicadores binarios.

En términos generales, especialmente cuanto a la 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 más reducida.

El detalle de los resultados indica, en primer lugar, que las variables de nivel educativo presentan, en la muestra de los trabajadores nativos, un cierto grado de complementariedad entre la educación formal y la formación específica, ya que los grupos con estudios post-obligatorios tienen una mayor probabilidad de recibirla, y con una tendencia creciente con el nivel educativo, si bien el máximo no está en las licenciaturas, sino en los estudios universitarios de ciclo corto y la formación pro-

⁶ Los efectos encontrados pueden parecer pequeños en magnitud, pero conviene destacar que se refieren a un modelo que predice una probabilidad media de 3,5 puntos de recibir formación financiada por la empresa y 5,5 de adquirirla por cuenta propia.

fesional superior. En ambos casos, un título de tales niveles aumenta la probabilidad de recibir formación por cuenta de la empresa en algo más de nueve puntos porcentuales, siendo el efecto de las licenciaturas sólo un poco 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 *et al.*, 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. También puede argumentarse que, al igual que la educación formal incrementa la productividad en el empleo, aumente a su vez 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 del Cuadro 4 muestra que para los inmigrantes esta influencia del nivel de educación es mucho más débil o no existe en absoluto. Algunos coeficientes son significativos y del signo esperado, en las titulaciones universitarias y las enseñanzas de secundaria de mayor duración. No obstante, los efectos marginales no resultan significativos y, además, su magnitud está 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 a 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. En realidad, el nivel de estudios de los inmigrantes debe ser considerado como una *proxy* de su verdadera dotación educativa, debido a los posibles sesgos cometidos al equiparar los títulos educativos de los inmigrantes adquiridos en sus países de origen con los reconocidos oficialmente en España. Finalmente, otra explicación podría ser que existan barreras previas de idioma que emitan a los empresarios una señal negativa sobre el aprovechamiento de estos cursos de formación.

En segundo lugar, 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 (Becker, 1964).

Terminando con las características personales, el hecho de ser mujer no influye en 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, Caparrós *et al.*, 2010).

CUADRO 4
RESULTADOS DE LOS MODELOS LOGIT MULTINOMIALES PARA ESPAÑOLES
E INMIGRANTES: FORMACIÓN FINANCIADA^a

Variable	Españoles		Inmigrantes	
	Coefficiente	Efecto marginal	Coefficiente	Efecto marginal
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
Baleares	-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

CUADRO 4 (continuación)

RESULTADOS DE LOS MODELOS LOGIT MULTINOMIALES PARA ESPAÑOLES E INMIGRANTES: FORMACIÓN FINANCIADA^a

Variable	Españoles		Inmigrantes	
	Coefficiente	Efecto marginal	Coefficiente	Efecto marginal
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 ***
América Central y Sur			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		96.396,00		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

NOTAS: ^a 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 UE25.

*** significativo al 1 por 100, ** al 5 por 100, * al 10 por 100, ^ al 15 por 100.

FUENTE: Elaboración propia.

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. 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 españo-

les 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, si exceptuamos la administración pública, que también lo es para los inmigrantes. Estos resultados parecen 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 *et al.*, 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 la formación entre los trabajadores españoles, lo que parece concordar con la teoría del emparejamiento (Jovanovich, 1979), ya que los trabajadores con mayor antigüedad tienden a ser

más valiosos para la empresa y, por tanto, las inversiones realizadas 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 consideran la comunidad autónoma de residencia del individuo, siendo la categoría base los trabajadores andaluces. Los resultados muestran que estas variables tienen más importancia para los nativos que para los inmigrantes, si bien la magnitud de los efectos marginales no es en ningún caso notable, lo que implica la ausencia de un patrón claro de distribución regional de la formación.

Formación autofinanciada

El Cuadro 5 muestra los resultados de los dos modelos referidos 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 relativo a la ocupación o el sector de actividad. Por tanto, los comentarios se dirigirán específicamente a los casos en los que exista variación en los resultados.

Un primer ejemplo sucede con 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, quizás invirtiendo en cursos para equiparar su formación al nivel educativo exigido por el mercado o bien para mejorar su nivel de comprensión de la lengua, con el objetivo de alcanzar mejores puestos laborales.

CUADRO 5
RESULTADOS DE LOS MODELOS LOGIT MULTINOMIALES PARA ESPAÑOLES
E INMIGRANTES: FORMACIÓN NO FINANCIADA

Variable	Españoles		Inmigrantes	
	Coefficiente	Efecto marginal	Coefficiente	Efecto marginal
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
Baleares	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

CUADRO 5 (continuación)

RESULTADOS DE LOS MODELOS LOGIT MULTINOMIALES PARA ESPAÑOLES E INMIGRANTES: FORMACIÓN NO FINANCIADA

Variable	Españoles		Inmigrantes	
	Coefficiente	Efecto marginal	Coefficiente	Efecto marginal
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
América Central y Sur			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

NOTAS: ^a 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 UE25.

*** significativo al 1 por 100, ** al 5 por 100, * al 10 por 100, ^ al 15 por 100.

FUENTE: Elaboración propia.

Es interesante destacar, 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 éstos viven en pareja, es menos probable que éstos adquieran formación por su cuenta, probablemente debido a que las responsabilidades familiares limitan el tiempo disponible para tales actividades. Lo contrario ocurre con la variable que señala a los asalariados a tiempo parcial, que en este caso tiene

una influencia positiva sobre la formación autofinanciada. Sin duda, estos individuos pueden aprovechar el tiempo que le dejan libre sus jornadas reducidas para formarse. Algo parecido sucede con el hecho de tener un contrato temporal, que ahora ejerce una influencia positiva para los trabajadores españoles sobre la cantidad de formación adquirida. Estos dos últimos resultados parecen implicar que estos asalariados tratan de mejorar su situación a través de la formación, con el

objetivo de obtener un empleo a tiempo completo o estable, respectivamente.

En cuanto a las variables de comunidad autónoma, ahora 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, sólo en dos regiones se observa un efecto negativo y significativo sobre la formación autofinanciada, 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 ella, también se sitúan comunidades como Extremadura o Castilla la Mancha. Por otra parte, se observan efectos marginales positivos de cierta magnitud (superiores a 1,5 puntos porcentuales) en Aragón, Cataluña, Navarra y Baleares, lo que sugiere que son los trabajadores en las comunidades con mayor nivel económico los que más invierten en formación. Una posible explicación puede ser que, como en esas regiones existen más oportunidades de encontrar un empleo de calidad, los trabajadores están incentivados a invertir en su propia formación al parecerles rentable.

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 es el efecto de la educación, mucho más moderado para los trabajadores inmigrantes que para los nacionales.

Por otra parte, es destacable que algunos 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. Igual sucede con el empleo temporal. Finalmente, se observa una relación positiva entre la categoría profesional con los cursos recibidos, lo que unido a los resultados de la educación sugiere que la formación laboral complementa a inversiones anteriores y, en la medida en que repercute en incrementos de salarios, amplificaría las desigualdades salariales de partida.

Referencias bibliográficas

- [1] ACEMOGLU, D. y PISCHKE, J.-S. (1999): «The Structure of Wages and Investment in Imperfect Labor Markets», *Journal of Political Economy*, 107 (3), páginas 539-572.
- [2] ALBA-RAMÍREZ, A. (1994): «Formal Training, Temporary Contracts, Productivity and Wages in Spain», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 56 (2), páginas 151-170.
- [3] ALBERT, C.; GARCÍA SERRANO, C. y HERNANZ, V. (2005a): «Firm-Provided Training and Temporary Contracts», *Spanish Economic Review*, 7 (1), páginas 67-88.
- [4] ALBERT, C.; GARCÍA SERRANO, C. y HERNANZ, V. (2005b): *Los determinantes de la formación en la empresa y sus rendimientos*, Comunicación presentada en las VI Jornadas de Economía Laboral, Alicante, julio.
- [5] ALTONJI, J. y SPLETZER, J. (1991): «Worker Characteristics, Job Characteristics, and the Receipt of On-the-Job Training», *Industrial and Labor Relations Review*, 45 (1), páginas 58-79.

- [6] ARULAMPALAM, W. y BOOTH, A. L. (1998): «Training and Labour Market Flexibility: Is there a Trade-Off?», *British Journal of Industrial Relations*, 36 (4), páginas 521-536.
- [7] BECKER, G. S. (1964): *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. The University of Chicago Press, Chicago y Londres, 3.^a edición, 1993.
- [8] BLAU, F. y KHAN, L. (1996): «International Differences in Wage Inequality: Institutions Versus Market Forces», *Journal of Political Economy*, 104 (4), páginas 791-837.
- [9] CAPARRÓS, A.; NAVARRO, L. y RUEDA, M. (2004): «Efectos de la temporalidad sobre la formación recibida durante el empleo», *Cuadernos de Economía*, 27 (74), pp. 51-73.
- [10] CAPARRÓS, A.; NAVARRO, L. y RUEDA, M. (2006): «¿Son rentables las inversiones en formación laboral?», *Comunicación presentada en las XV Jornadas de AEDE*, Granada.
- [11] CAPARRÓS, A.; NAVARRO, L. y RUEDA, M. (2009): «Análisis de la incidencia y duración de la formación laboral financiada por empresas y trabajadores», *Cuadernos de Economía*, 32 (89), páginas 83-111.
- [12] CAPARRÓS, A.; NAVARRO, L. y RUEDA, M. (2010): «Endogenous Wage Determinants and Returns to Education in Spain», *International Journal of Manpower* (en prensa).
- [13] CHANG, Ch. y YIJIANG, W. (1995): «A Framework for Understanding Differences in Labor Turnover and Human Capital Investment», *Journal of Economic Behavior and Organization*, 28 (1), páginas 91-105.
- [14] DOLADO, J. J.; FELGUEROSO, J. F. y JIMENO, F. (1999): «Los problemas del mercado de trabajo juvenil en España: empleo, formación y salarios mínimos», *Economía*, 43 (1), páginas 136-157.
- [15] GARCÍA-ESPEJO, I. (1999): «Formación en el trabajo y movilidad laboral», *Papers*, 59, páginas 195-219.
- [16] GREENHALG, Ch. y STEWART, M. (1987): «The Effects and Determinants of Training», *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 49 (2), páginas 171-190.
- [17] JONKER, N. y GRIP, A. D. (1999): «Do Employees with Flexible Contracts Receive less Training?», *Documento de trabajo*, Universidad de Maastricht.
- [18] JOVANOVIĆ, B. (1979): «Job Matching and the Theory of Turnover», *Journal of Political Economy*, 87 (5), páginas 972-990.
- [19] LYNCH, M. (1989): «Private Sector Training and its Impact on the Earnings of Young Workers», *NBER WP*, número 2872.
- [20] MINCER, J. (1988): «Job Training, Wage Growth, and Labor Turnover», *NBER WP*, número 2690.
- [21] OCDE (1999): «Training of Adult Workers in OECD Countries: Measurement and Analysis», *Employment Outlook*, junio, páginas 133-155, París.