

EL ACCESO DE TRABAJADORES ESPAÑOLES E INMIGRANTES A LA FORMACIÓN LABORAL. ¿EXISTEN DIFERENCIAS SEGÚN NACIONALIDAD?

M^a Lucía Navarro Gómez
Mario F. Rueda Narváez
Universidad de Málaga

RESUMEN

El fuerte incremento de la población extranjera en España a lo largo de la última década, especialmente motivado por razones laborales, es potencialmente uno de los factores más importantes en la transformación del mercado de trabajo. Los estudios existentes señalan que los inmigrantes tienden a desempeñar puestos de trabajo de bajos salarios y escasa preparación. Realizar cursos de formación mientras se participa en el mercado de trabajo puede ser una opción rentable para que los inmigrantes accedan a puestos de trabajo de mayor nivel y mejoren en sus carreras laborales. Sin embargo, existe la posibilidad de que una mayor necesidad económica imponga restricciones sobre la disponibilidad de tiempo de los inmigrantes a invertir en su propia formación. El objetivo de este trabajo consiste, precisamente, en proporcionar alguna evidencia empírica que aclare estas cuestiones. Para ello, a partir de datos de la Encuesta de Población Activa (INE, 2005-2006), se estima la probabilidad de recibir formación para el conjunto de trabajadores, españoles y extranjeros, incluyendo el posible efecto de la situación de los mercados locales de trabajo, considerando la Comunidad Autónoma de residencia. El análisis también se realiza por separado para los distintos grupos con el objetivo de comprobar si los determinantes de la probabilidad de adquirir formación son o no los mismos. Los resultados ayudarán a comprender cómo actúan las distintas características, tanto personales como del trabajador, a dar forma a los incentivos de adquirir formación laboral.

Palabras clave: capital humano, formación laboral, inmigración, modelos de elección discreta.

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 este respecto, un tema particularmente importante 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 tiempos 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. Esto sería 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.

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 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. Finalmente, algunos trabajos 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. 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.

Así, el objetivo de este trabajo consiste en llenar una laguna en la investigación aplicada, al proporcionar evidencia empírica sobre la formación laboral de la población inmigrante. En concreto, 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. 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.

2. MODELO ECONÓMICO

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 varia-

ble 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 posible que la misma característica tenga un efecto diferente sobre los incentivos de los trabajadores y de los empresarios, quedando reflejado en el signo del coeficiente estimado.

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

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

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 necesarias.

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) son extranjeros. Por otra parte, es posible que el comportamiento en relación al fenómeno estudiado (la adquisición de formación laboral) sea especialmente heterogéneo dentro de este grupo de trabajadores extranjeros, dependiendo de su lugar de procedencia. 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), (3) Resto de América, (4) África y (5) Asia y Oceanía.

En cuanto a la variable dependiente y a partir de la información proporcionada por la EPA, consideramos como formación financiada ($Y_i = 1$) los cursos organizados por la propia empresa, mientras que la formación no financiada ($Y_i = 2$) corresponde a los individuos con cualquier otro tipo de cursos, salvo aquellos con objetivos recreativos. Finalmente, 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 esta última variable aparece en la Tabla 1. Así, en el periodo considerado, sólo un 14,54% de los asalariados

ha recibido alguna formación durante el último mes, siendo en torno a la tercera parte (un 4,91% del total de las observaciones) pagada por las empresas, mientras que el resto (un 9,63%) corre a cargo del trabajador.

Tabla 1. Distribución porcentual de los trabajadores según el tipo de formación realizada y su región de procedencia

Región de procedencia	Nº observ.	Sin formación	Con formación		Total
			No financiada	Financiada	
España	96.396	85,14	9,78	5,08	14,86
Extranjero	7.941	89,43	7,78	2,78	10,56
UE	1.299	87,61	7,62	4,77	12,39
Resto de Europa	1.415	92,79	6,15	1,06	7,21
América Central y Sur	3.836	88,11	8,94	2,95	11,89
África	1.243	91,47	6,28	2,25	8,53
Asia	148	90,54	7,43	2,03	9,46
Total	104.337	85,46	9,63	4,91	14,54

Fuente: Elaboración propia a partir de la EPA (INE, 2005-2006)

Atendiendo a la nacionalidad de los trabajadores, se observa que la incidencia de la formación cae desde casi el 15% de los españoles a sólo el 10,56% para los inmigrantes. Esta diferencia es especialmente acusada en la cantidad de formación financiada por las empresas (un 2,78% de los trabajadores extranjeros frente al 5% de los españoles). Dentro de este grupo, sin embargo, los datos presentados en la tabla denotan cierta heterogeneidad. Por ejemplo, para el caso de los trabajadores comunitarios la incidencia de la formación es relativamente parecida a la de los nativos.

En cuanto a las variables que explican la formación recibida, además de la región de procedencia del trabajador, éstas pueden agruparse en características personales, en particular de capital humano, atributos del empleo y una serie de variables ficticias para cada Comunidad Autónoma de residencia, que captarían la influencia que tiene la situación de los mercados locales de trabajo en las decisiones de invertir en formación. 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. 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 (medida en años) y dos indicadores binarios para aquéllos con un contrato no indefinido y los que trabajan a tiempo parcial.

4. RESULTADOS

El primer objetivo de este trabajo consiste en conocer si, *ceteris paribus*, los trabajadores extranjeros tienen una distinta probabilidad de realizar cursos de formación. Una primera aproximación consiste en estimar, mediante un modelo *logit multinomial*, tal probabilidad sobre el conjunto de determinantes de la formación descrito en el epígrafe anterior, añadiendo como complemento variables que controlen la nacionalidad de los trabajadores. La Tabla 2 presenta, a modo de resumen, los coeficientes (izquierda) y efectos marginales (derecha) correspondientes a tales variables.

Tabla 2. Resultados del modelo *logit multinomial* con la muestra completa: Variables de región (categoría de referencia: España)^a

Formación financiada					
Variable	Coefficiente		(Error est.)	Efecto marg.	(Error est.)
UE, EEUU y Canadá	-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					
UE, EEUU y Canadá	-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 están a disposición del lector que los solicite.

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

Al tratarse 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 respecto a los trabajadores nacidos en España. Por el contrario, el resto de grupos de inmigrantes considerados no parecen estar penalizados por su condición¹. 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. Sin embargo, es más difícil de explicar para los trabajadores africanos y asiáticos, para los que dicha tasa era la mitad de la española. En el último caso, el reducido número de observaciones correspondiente a ese grupo impide apreciar un efecto definido, pero tal argumento no parece sostenerse para 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 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 de los trabajadores procedentes de la UE (2 puntos menos) y de latinoamericanos (1,5 puntos inferior). Para los africanos y asiáticos, el efecto, aunque negativo, vuelve a ser no significativo. Una posible explicación de estos efectos es que el nivel salarial de estos trabajadores les impida realizar este tipo de inversiones por el alto coste de oportunidad que les representaría. 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 de 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 contemplado 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 traba-

¹ Si se exceptúan a los sudamericanos, pero a un bajo nivel de significación (15%).

jar 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 estiman variantes del modelo anterior utilizando por separado las muestras de los trabajadores nacidos en España y el extranjero.

La Tabla 3 presenta los resultados del modelo para ambos colectivos en lo referente a la formación financiada por las empresas (primeras dos columnas) y financiada por el

Tabla 3. Resultados de los modelos *logit multinomial* para españoles e inmigrantes: Efectos marginales

Variable	Formación financiada		Formación no financiada	
	Españoles	Inmigrantes	Españoles	Inmigrantes
Nivel educativo				
Primaria	0,0127	0,0097	0,0173 ^	0,0013
Secundaria 1	0,0327 ***	0,0108	0,0280 **	0,0327 ^
FP1	0,0689 ***	0,0121	0,0361 **	0,0225
Secundaria 2	0,0698 ***	0,0190	0,1539 ***	0,0505 **
FP2	0,0920 ***	0,0219	0,0682 ***	0,0791 **
Diplomatura	0,0923 ***	0,0342	0,1476 ***	0,0777 **
Licenciatura	0,0884 ***	0,0284	0,1573 ***	0,1041 ***
Edad	-0,0004 ***	-0,0002 *	-0,0032 ***	-0,0020 ***
Mujer	-0,0011	0,0006	-0,0057 ***	-0,0027
Vive en pareja	0,0092 ***	0,0013	-0,0261 ***	-0,0351 ***
Comunidad				
Aragón	0,0051 *	0,0118	0,0150 ***	-0,0022
Asturias	-0,0056 *	0,0053	-0,0142 ***	0,0210
Balears	-0,0092 ***	-0,0062 *	0,0305 ***	-0,0067
Canarias	-0,0070 ***	-0,0008	0,0085 **	-0,0015
Cantabria	-0,0004	0,0082	-0,0111 ***	-0,0263 **
León	-0,0021	0,0077	0,0040 ^	-0,0233 ***
La Mancha	-0,0071 ***	-0,0020	-0,0016	-0,0163 ^
Cataluña	-0,0100 ***	-0,0002	0,0157 ***	-0,0099
Valencia	-0,0050 **	0,0087 ^	0,0134 ***	0,0054
Extremadura	-0,0060 **	0,0024	-0,0036	-0,0057
Galicia	0,0021	0,0192 **	0,0014	0,0066
Madrid	-0,0003	0,0032	0,0066 **	-0,0182 **
Murcia	-0,0004	0,0125	0,0008	-0,0011
Navarra	0,0142 ***	0,0097	0,0223 ***	0,0120
País Vasco	0,0013	0,0031	0,0125 ***	-0,0129
La Rioja	-0,0051	-0,0044	0,0045	-0,0231 *
Ocupación				
Fuerzas armadas	0,0414 ***	0,1372 ^	0,0140 *	0,0509
Directivo	0,0922 ***	0,0850 **	0,0137 **	0,0373
Profesional	0,0664 ***	0,0698 ***	0,0250 ***	0,0734 ***
Técnico	0,0503 ***	0,0750 ***	0,0219 ***	0,0574 ***
Administrativo	0,0438 ***	0,0649 ***	0,0213 ***	0,0585 ***
Trab. Servicios	0,0369 ***	0,0263 **	0,0235 ***	0,0355 ***
Cual. Agricultura	0,0315 **	--	-0,0103	--
Cual. Industria	0,0306 ***	0,0244 **	-0,0042	0,0197 *
Operadores	0,0181 ***	0,0134	-0,0034	0,0055

(continúa)

Tabla 3. Resultados de los modelos *logit multinomial* para españoles e inmigrantes: Efectos marginales (continuación)

Variable	Formación financiada		Formación no financiada	
	Españoles	Inmigrantes	Españoles	Inmigrantes
Sector de actividad				
Industria	0,0200 **	0,0058	0,0039	0,0900 **
Construcción	0,0069	0,0038	-0,0135 ***	0,0652 *
Hostelería	0,0094	-0,0004	0,0058	0,0802 **
Transporte	0,0299 ***	0,0055	0,0118 ^	0,1049 *
Finanzas	0,0340 ***	0,0098	0,0039	0,1021 *
AA. PP.	0,0400 ***	0,0210	0,0378 ***	0,1658 **
Otros Servicios	0,0165 *	-0,0006	0,0179 **	0,1126 **
Temporal	-0,0026 *	-0,0049 **	0,0284 ***	0,0059
Antigüedad	0,0003 ***	0,0000	0,0003 **	-0,0008
Tiempo parcial	-0,0193 ***	-0,0049 **	0,0771 ***	0,0626 ***
Región de origen				
Resto Europa		-0,0073 ***		0,0046
Resto América		0,0018		0,0226 ***
África		0,0018		0,0289 **
Asia		-0,0016		0,0185
Prob. media predicha	0,0373	0,0128	0,0546	0,0547
N	96.396	7.941	96.396	7.941
Log-verosimilitud			-	-
LR test (χ^2)			41.729,78	2.728,011
Pseudo R2			15.980,81 ***	869,00 ***
			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, EEUU o Canadá.

trabajador (dos últimas columnas). En cada grupo, la primera columna presenta los efectos marginales de cada variable para los trabajadores españoles y, la segunda, los efectos para los inmigrantes. La categoría de referencia para estimar los dos modelos *logit* está compuesta por los trabajadores que no han realizado ninguno de los dos tipos de formación.

Comenzando por la formación financiada, 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, lo que sugiere que la influencia de los determinantes habituales de la formación es relativamente reducida. Así, por ejemplo, en la muestra de trabajadores nativos se observa un grado de complementariedad entre la educación formal y la formación específica, ya que el grupo sin estudios o con nivel primario es el que tiene una menor probabilidad de recibirla, sin embargo para los inmigrantes no hay relación en absoluto. Además, en el caso de los nacionales la influencia del nivel educativo es creciente, si bien las licenciaturas tienen un efecto marginal ligeramente inferior que los estudios universitarios de ciclo corto y la formación profesional superior (de algo más de 9 puntos porcentuales en estos últimos casos y de 8,8 en las licenciaturas). 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), sin duda porque las mismas características inobservables que permiten adquirir educación formal reducen el coste de la inversión en formación, como puede ser una mayor facilidad para adquirir conocimientos en un entorno escolar. En cambio, las titulaciones de las que disponen los trabajadores extranjeros, al parecer, no se complementan 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 de ello es que, dado 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.

Por otra parte, se comprueba una relación negativa entre la edad y la probabilidad de recibir formación, cualquiera que sea la nacionalidad del trabajador, si bien el efecto marginal es de magnitud reducida. Esto también ha sido constatado en otros estudios empíricos como el de Jonker y de Grip (1999) para datos holandeses, además de los ya citados. Constituye también una predicción básica de la teoría de la inversión en capital humano, puesto 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 en las decisiones empresariales sobre qué trabajadores formar en ninguna de las dos submuestras. Sin embargo, entre los trabajadores españoles, el vivir en pareja hace incrementar la probabilidad de recibir formación por cuenta de su empresa en casi un punto porcentual. Al parecer, ésta 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.

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 de la nacionalidad de que se trate. Curiosamente, en este caso los efectos marginales son parecidos para españoles e inmigrantes. Esto sugiere que, al contrario de lo que sucedía con el nivel educativo, las empresas no hacen una especial distinción entre ambos grupos de individuos 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), aunque sólo para los trabajadores nativos, pues para los extranjeros los efectos no son significativos. Concretamente, los sectores en los que es más probable recibir formación financiada por la empresa son la administración pública (incluyendo sanidad y educación), los servicios financieros y la industria.

Por último, el efecto del tipo de contrato sugiere 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), lo que se interpreta porque los trabajadores temporales son 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 asalariados a tiempo parcial, para los que también se constata una menor probabilidad de recibir formación financiada, mientras que la antigüedad tiene el efecto contrario, al menos para los trabajadores nacionales.

En lo que respecta ahora a la formación realizada por cuenta de los trabajadores, puede comprobarse que muchas de las características contempladas tienen un efecto similar al reseñado para la formación financiada, como sucede con 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, como ocurre con la educación. Así, mientras que antes su efecto 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 nativos presentan una probabilidad de invertir en formación unos 15 puntos porcentuales superior que los del nivel primario o sin estudios, algo que se reduce a 8-10 puntos en el caso de los inmigrantes). Esto sugiere 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.

Es interesante, también, el efecto del estado civil sobre la cantidad de formación adquirida. Así, mientras que las empresas prefieren formar a sus trabajadores cuando 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. Algo parecido ocurre, pero en sentido contrario al anterior, con la variable que señala a los asalariados a tiempo parcial, que ahora pueden aprovechar el tiempo que le dejan libre sus jornadas reducidas para formarse, quizás con el objetivo de obtener un contrato a tiempo completo. También, los trabajadores con contrato temporal dedican tiempo a formarse por su cuenta, sin duda tratando de mejorar su situación a través de la formación con el objetivo de obtener un empleo de mayor calidad. Finalmente, el origen de procedencia del trabajador ejerce un efecto diferenciado sobre la decisión de invertir en formación laboral, pues los sudamericanos y africanos tienen más probabilidad de autofinanciarse que los demás.

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. Este hecho se corrobora desde el punto de vista econométrico, pues 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, comprobándose que existen diferencias en los determinantes de la formación según que el trabajador sea español o extranjero. De especial interés es el efecto de la educación, mucho más moderado entre los trabajadores inmigrantes que entre los nacionales para la formación autofinanciada, y de nulo efecto para la proporcionada por las empresas entre los extranjeros y muy complementaria para los nativos.

Por otra parte, es destacable que los determinantes ejerzan efectos diferenciados 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, tanto españoles como extranjeros, aprovechan para formarse por su cuenta. Lo mismo sucede con la contratación temporal en general.

6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACEMOGLU, D. y J. 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, C., C. GARCÍA SERRANO y V. HERNANZ (2005a), "Firm-Provided Training and Temporary Contracts", *Spanish Economic Review* 7(1), pp. 67-88.
- ALBERT, C., C. GARCÍA SERRANO y V. 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, J. y J. 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, W. y A. L. BOOTH (1998), "Training and Labour Market Flexibility: Is there a Trade-Off?", *British Journal of Industrial Relations*, 36(4), pp. 521-536.
- BECKER, G. 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), "Internacional 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, C. y Y. 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.
- GARCÍA-ESPEJO, ISABEL (1999). "Formación en el Trabajo y Movilidad Laboral", *Papers* 59, pp. 195-219.
- GREENHALG, C. y M. STEWART (1987). "The effects and Determinants of Training", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49(2), pp.171-190.
- JONKER, N. y A. 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, J. (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.
- RUEDA, M. (2006). "Discriminación salarial por razón de género y capital humano: Un análisis con datos de panel", Tesis doctoral. Universidad de Málaga.