

¿SON RENTABLES LAS INVERSIONES EN FORMACIÓN LABORAL?*

Antonio Caparrós Ruiz

antonio@uma.es

M^a Lucía Navarro Gómez

l_navarro@uma.es

Mario F. Rueda Narváez

mfrueda@gmail.com

Universidad de Málaga

Departamento de Estadística y Econometría

Resumen

La inversión en capital humano a lo largo de la vida laboral es ampliamente reconocida como un factor clave en las carreras profesionales de los trabajadores. Este aprendizaje puede complementar al recibido en el sistema educativo, así como evitar la obsolescencia de las habilidades causada por cambios en los modos de producción, facilitando el consiguiente aumento de productividad la obtención de mejores empleos. A pesar de esto, la investigación empírica sobre la formación laboral se ha visto limitada por la dificultad de medir con precisión el aprendizaje adquirido por los trabajadores, tanto por la inherente heterogeneidad de esa formación como por el hecho de que pueda ser difícil separarla de otras tareas laborales. En este trabajo se utilizan datos procedentes del Panel de Hogares de la Unión Europea (INE, 1995-2000), con el objetivo de estimar el efecto de la formación recibida durante el empleo en el crecimiento salarial de hombres y mujeres. Para ello, y dado que estas inversiones pueden estar relacionadas con determinantes no observados del crecimiento salarial, se emplea el método de estimación de variables instrumentales propuesto por Hausman y Taylor (1981) para su uso a partir de datos de panel. Las medidas de formación usadas en las estimaciones diferencian tales actividades según quién las financie (empresa o empleado), incluyéndose además medidas de duración e intensidad, con el fin de estimar su rendimiento con mayor precisión.

* Este trabajo se ha realizado en el marco del Proyecto SEC2003-08855-C03-01 del Programa Sectorial de Promoción General del Conocimiento (DGICYT/ MCYT/FEDER).

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 laboral cumple un papel esencial para mantener actualizados los conocimientos de la fuerza de trabajo (Lynch, 1989), así como facilitar a los empleados el acceso a trayectorias laborales ascendentes (Blau y Khan, 1996). En esta línea, el presente trabajo tiene como objetivo añadir evidencia empírica sobre el rendimiento en términos de crecimiento salarial de las inversiones en formación laboral efectuadas por empresas y trabajadores, utilizando para ello datos procedentes del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE, INE, 1995-2000).

La investigación empírica en este ámbito se ha centrado principalmente en analizar los determinantes de la formación y su rendimiento, generalmente en términos salariales. En el caso español, además, la mayor parte de los trabajos hasta la fecha pueden considerarse dentro del primer grupo. En efecto, Peraita (2000), por ejemplo, estima la probabilidad de recibir formación en la empresa mediante un modelo *probit* a partir de datos de la primera ola del PHOGUE, encontrando una relación positiva entre formación y nivel educativo, posición en la distribución salarial y tamaño de la empresa. Recientemente, trabajos como Caparrós y otros (2004a) o Albert y otros (2005a) han comprobado la existencia de un cierto conflicto entre formación y flexibilidad laboral, debido a que una mayor probabilidad de ruptura del contrato en el caso de trabajadores temporales desincentiva la adquisición de capital humano en la empresa. Mucho más escasa es, sin embargo, la investigación sobre las consecuencias de la formación. Así, Albert y otros (2005b), con datos del PHOGUE (INE, 1995-2001), muestran evidencia mixta sobre tal efecto, ya que la formación parece estar asociada a un mayor nivel salarial, si bien al considerar su posible endogeneidad (a partir de un modelo de efectos fijos para datos de panel) el efecto sobre el crecimiento salarial resulta nulo.

La idea básica que subyace al análisis de los rendimientos salariales de la formación laboral es la de comprobar la principal predicción o supuesto de cualquier modelo de capital humano: esto es, que las inversiones realizadas redundan posteriormente en incrementos en productividad. Sin embargo, verificar este comportamiento es difícil, puesto que la productividad de los trabajadores no suele ser observada en las fuentes de datos habituales.

Ante esta limitación, la única solución consiste en utilizar el salario como indicador de la productividad, aunque en el caso de la formación laboral la interpretación de los resultados ha de hacerse con especial cuidado, dado que algunos modelos contemplan la posibilidad de que el salario caiga por debajo de la productividad para que las empresas puedan pagar la formación de sus asalariados. Otro problema a la hora de estimar el rendimiento de la formación es cómo medir ésta última. Mientras que lo ideal sería conocer el coste asociado a cada inversión, el PHOGUE, la fuente de datos utilizada en este trabajo, sólo proporciona información sobre si se ha realizado, quién la financia y la duración de los cursos, siendo posible así elaborar medidas alternativas que recogerían con más o menos precisión el incremento en el *stock* de capital humano resultante de las distintas actuaciones formativas. Finalmente, también debe de tenerse en cuenta la posible endogeneidad de la formación, en el sentido de que esté correlacionada con otros factores no observados que influyan en el crecimiento salarial.

En cuanto al resto del trabajo, se organiza como sigue: el siguiente epígrafe expone la metodología econométrica elegida para llevarlo a cabo, presentándose a continuación los datos y variables utilizados. Posteriormente, el cuarto epígrafe presenta los resultados de las estimaciones, finalizándose con la exposición de las principales conclusiones.

2. Modelo econométrico

En este caso, el interés se centra en estimar la siguiente ecuación de crecimiento salarial:

$$\Delta w_{it} = x'_{it}\beta + z'_i\gamma + u_i + e_{it} \quad [1]$$

donde $\Delta w_{it} = w_{it} - w_{it-1}$ representa el incremento en el logaritmo del salario para el individuo i entre los años $t-1$ y t . Como variables explicativas se incluyen un conjunto de características de capital humano, personales y del empleo, recogidas en los vectores x'_{it} (con variación intertemporal) y z'_i (nivel educativo, la única variable que mantiene un valor constante a lo largo del tiempo), cuyos efectos sobre el crecimiento salarial vienen determinados por los vectores de parámetros β y γ . Finalmente, la estructura de panel de los datos se capta a través de un residuo compuesto, siendo u_i y e_{it} dos perturbaciones aleatorias independientes entre sí. Mientras que la primera pretende recoger las características no observadas de cada individuo que influyen de manera constante en su crecimiento salarial, e_{it} es un residuo específico para cada persona y año.

El disponer de una fuente de datos con estructura de panel permite obtener estimaciones de β y γ insesgadas incluso si, como es razonable suponer, algunos regresores están correlacionados asintóticamente con las características inobservables que determinan el crecimiento salarial. Este tipo de problemas puede ser tratado a partir de la estimación de modelos de variables instrumentales para datos de panel del tipo propuesto por Hausman y Taylor -HT- (1981). Esa será precisamente la metodología utilizada para estimar el rendimiento salarial de las inversiones en formación. Su justificación se basa en que, mientras que un modelo de efectos fijos (en el que las variables se transforman en desviaciones con respecto de las medias individuales) proporciona un estimador consistente para β , el modelo HT correctamente especificado no sólo permite conocer el efecto de la educación (variable constante en el tiempo) recogido en γ , sino que también mejora la eficiencia de las estimaciones.

De esta manera, las variables comprendidas en x_{it}' se dividen en dos grupos, dependiendo de que estén o no correlacionadas con la heterogeneidad inobservable contemplada en u_i , proporcionando aquéllas variables consideradas exógenas instrumentos para identificar el efecto de la educación y de otros regresores. Posteriormente, ese conjunto de supuestos de exogeneidad de las variables se verifica a través de un *test* de Hausman (1978), que compara la estimación de [1] mediante un modelo de efectos fijos con la obtenida vía HT. Bajo la hipótesis nula de que las variables de x_{it}' tratadas como exógenas estén efectivamente no correlacionadas con el efecto individual u_i , el vector estimado para β es en ambos casos consistente, por lo que las diferencias observadas entre los dos modelos no serán sistemáticas, sino debidas exclusivamente a una mejora en la eficiencia correspondiente al uso del método HT.

3. Datos y variables

El esquema a seguir en este caso consiste en estimar las ecuaciones de crecimiento salarial sobre muestras separadas de hombres y mujeres. La variable dependiente se construye como la diferencia en el logaritmo del salario mensual neto, medido en pesetas de 1992, entre cada dos observaciones consecutivas. En cuanto a las variables explicativas se incluyen, además de las variables de formación laboral cuyo efecto es el principal interés del presente estudio, otros indicadores de capital humano, y otras características del empleo y personales.

Así, entre el grupo de características de capital humano, se introduce la educación formal, medida en años de escolarización, la experiencia laboral con un término cuadrático, y la antigüedad en el empleo como una variable continua (con un posible efecto cuadrático) hasta los 10 años y como binaria para los empleos que superan esa duración¹. Dado que la medida de experiencia utilizada es potencial (tiempo desde el comienzo de la vida laboral hasta el año de la entrevista) y contiene los posibles periodos pasados fuera del mercado de trabajo, se incluye una variable ficticia para los trabajadores que en el año anterior a la entrevista permanecieron al menos un mes parados o inactivos.

Como características personales se considera, en primer lugar, el efecto en el crecimiento salarial del estado civil, con un indicador binario para los trabajadores casados o que sin estarlo viven en pareja. En segundo lugar, se añaden tres categorías de estado de salud (muy bueno, bueno, regular/malo). En tercer lugar, lo que es de especial importancia en el crecimiento salarial, se introducen indicadores de movilidad laboral, la cual se divide en tres tipos dependiendo de las razones que llevaron al trabajador a cambiar de empleo (voluntaria, involuntaria y otras razones). Así, la movilidad voluntaria se identifica con aquellos cambios en los que el asalariado buscaba un empleo mejor al que tenía, mientras que la movilidad involuntaria corresponde a cambios resultantes de la finalización de un contrato temporal sin posterior renovación. Finalmente, “otras razones” contiene un conjunto variado de motivos para cambiar de empleo, siendo el más numeroso el cierre de la empresa o la falta de actividad productiva².

Las características del empleo contempladas abarcan el tipo de jornada y de contrato del trabajador (temporal o permanente), así como la titularidad pública o privada del centro de trabajo y su tamaño, dividido éste en tres categorías. Además, como controles adicionales se introducen la tasa de paro regional y el salario del trabajador en el año previo ($t-1$), lo que es habitual en la literatura sobre crecimiento salarial (ver, por ejemplo, Black, 1980; Campbell, 2001; o Keith y McWilliams, 1997).

Finalmente, ante la dificultad de medir con precisión la formación recibida por los trabajadores, ésta se recoge de varias maneras para poder evaluar mejor su influencia en la evolución salarial de los trabajadores. Así, en una especificación básica se incluyen dos

¹ Esto es necesario dado que el PHOGUE no proporciona información sobre la duración concreta de la relación laboral cuando ésta supera los 10 años.

² Aunque estos cambios pueden identificarse como “involuntarios” por parte del trabajador, se excluyen de la categoría de movilidad involuntaria debido a que no responden a una decisión de la empresa basada en la calidad del trabajador o al emparejamiento entre éste y su puesto, sino a otras causas del mercado en el que ella opera. Distinciones similares pueden encontrarse en Caparrós y Navarro (2003) y Caparrós y otros (2004b).

variables para los asalariados que han recibido formación, dependiendo de si la ha financiado su empresa o no. Posteriormente, se añade a la lista de regresores la duración en días de ese aprendizaje, separando de nuevo el financiado del no financiado por la empresa. Por último, se considera un indicador de la intensidad con la que se administró esa formación, a través de la interacción de la duración con *dummies* que indican si ésta se realizó a tiempo completo o a tiempo parcial.

Una vez eliminadas las observaciones incompletas en alguna de las variables, la muestra final proporciona información relativa a 3.642 hombres y 1.991 mujeres (11.339 y 5.631 observaciones persona-año, respectivamente) para los que constan datos suficientes en dos años consecutivos del periodo 1995-2000.

4. Resultados

Las Tablas 2 y 3 muestran, respectivamente para hombres y mujeres, los resultados de la formación y otro conjunto de variables que se consideran de especial importancia en la dinámica salarial (movilidad laboral, tipo de contrato y tamaño de la empresa)³.

Tabla 2: Resultados del modelo de crecimiento salarial vía HT. Hombres¹

Variable	Especificación 1			Especificación 2			Especificación 3		
	Coef.		Err. Est.	Coef.		Err. Est.	Coef.		Err. Est.
<i>Formación</i>									
Financiada	0,0177	**	0,0075	0,0174	**	0,0076	0,0201	***	0,0062
No financiada	-0,0196	*	0,0118	-0,0109		0,0154	-0,0152		0,0111
Duración (financiada)/100				0,0006		0,0053			
Duración (no financiada)/100				-0,0065		0,0065			
Duración (financiada*tc)/100							-0,0038		0,0100
Duración (no financiada*tc)/100							-0,0049		0,0068
Duración (financiada*tp)/100							-0,0004		0,0004
Duración (no financiada*tp)/100							-0,0010	**	0,0005
<i>Movilidad laboral</i>									
Voluntaria	0,0369	***	0,0143	0,0373	***	0,0135	0,0356	***	0,0111
Involuntaria	-0,0073		0,0134	-0,0057		0,0126	-0,0077		0,0103
Otras razones	0,0044		0,0180	0,0058		0,0169	0,0054		0,0140
Temporal	-0,0302	***	0,0075	-0,0302	***	0,0071	-0,0295	***	0,0060
<i>Tamaño de la empresa</i>									
Menos de 20 trabajadores	-0,0379	***	0,0081	-0,0353	***	0,0077	-0,0295	***	0,0065
De 21 a 99 trabajadores	-0,0093		0,0076	-0,0068		0,0072	-0,0008		0,0060

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE (INE, 1995-2000).

1: Modelos corregidos por otras variables. Los resultados detallados están a disposición del lector que los solicite.
tc: Formación a tiempo completo

³ Los resultados completos de las estimaciones están a disposición del lector que lo solicite.

tp: Formación a tiempo parcial * número de horas semanales

***: coeficiente significativo al 1%, **: al 5%, *: al 10%.

En cuanto al efecto de la formación, la primera especificación contemplada señala cómo, para ambos sexos, el hecho de recibir formación financiada aumenta el incremento salarial experimentado de un año al siguiente. Así, el salario de los hombres crece un 1,8% más y el de las mujeres un 1,5%, cifras que son bastante similares, si bien en el caso de las asalariadas ésta sólo sea significativamente distinta de cero a un nivel de confianza del 10%. Por el contrario, la formación pagada por los trabajadores, bien carece de efecto o bien reduce el crecimiento salarial esperado, como es el caso de los hombres, cuyos salarios aumentan un 2% menos si han realizado aprendizaje por cuenta propia. El hecho de que la formación proporcionada por la empresa mejora las expectativas salariales es común en la literatura (por ejemplo, Booth y otros (2003) para el Reino Unido, Frazis y Loewenstein (1999) para los EEUU; Leuven (2002) facilita una revisión de la literatura), mientras que un resultado parecido sobre la formación autofinanciada puede encontrarse en Booth y Bryan (2002). Para el caso de España, Albert y otros (2005b) hallan un efecto positivo de la formación en el nivel salarial, pero no sobre el crecimiento salarial, si bien sus definiciones de formación y modelización econométrica difieren de las utilizadas aquí.

Tabla 3: Resultados del modelo de crecimiento salarial vía HT. Mujeres¹

Variable	Especificación 1		Especificación 2		Especificación 3	
	Coef.	Err. Est.	Coef.	Err. Est.	Coef.	Err. Est.
<i>Formación</i>						
Financiada	0,0144 *	0,0078	0,0115	0,0088	0,0122	0,0087
No financiada	-0,0029	0,0098	0,0179	0,0132	0,0103	0,0125
Duración (financiada)/100			0,0045	0,0058		
Duración (no financiada)/100			-0,0120 **	0,0051		
Duración (financiada*tc)/100					0,0042	0,0106
Duración (no financiada*tc)/100					0,0096	0,0096
Duración (financiada*tp)/100					0,0005	0,0009
Duración (no financiada*tp)/100					-0,0017 ***	0,0006
<i>Movilidad laboral</i>						
Voluntaria	0,0382 **	0,0183	0,0370 **	0,0184	0,0397 **	0,0191
Involuntaria	0,0021	0,0142	0,0021	0,0143	0,0014	0,0148
Otras razones	0,0035	0,0240	0,0026	0,0241	0,0054	0,0249
Temporal	-0,0368 ***	0,0081	-0,0372 ***	0,0082	-0,0387 ***	0,0084
<i>Tamaño de la empresa</i>						
Menos de 20 trabajadores	-0,0300 ***	0,0097	-0,0300 ***	0,0097	-0,0308 ***	0,0100
De 21 a 99 trabajadores	-0,0156 *	0,0087	-0,0157 *	0,0088	-0,0171 *	0,0090

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE (INE, 1995-2000).

1: Modelos corregidos por otras variables. Los resultados detallados están a disposición del lector que los solicite

tc: Formación a tiempo completo

tp: Formación a tiempo parcial * número de horas semanales

***: coeficiente significativo al 1%, **: al 5%, *: al 10%.

En las otras especificaciones, a las variables de incidencia del aprendizaje se añaden *proxies* de cantidad, haciendo variar algo los resultados. Así, al añadir la duración medida en días de los dos tipos de formación (especificación 2), ésta no ejerce influencia alguna sobre el crecimiento salarial de los hombres (reduciéndose el efecto negativo de la no financiada a la mitad, que deja de ser significativo), mientras que, en el caso de las mujeres, el crecimiento salarial disminuye a medida que aumenta la duración de la formación no financiada, y la inclusión de las nuevas variables aminora el efecto de la formación financiada hasta el punto de dejar de ser significativamente distinto de cero.

Finalmente, en la tercera especificación, a las medidas de duración se le añade un indicador de intensidad. En el caso de los hombres esto coincide con una estimación algo mayor de la incidencia del aprendizaje financiado (que hace crecer los salarios un 2% por encima del grupo de referencia), mientras que para ambos sexos se observa una influencia negativa y significativa de la duración de la formación sobre el crecimiento salarial, cuando ésta es autofinanciada y se realiza a tiempo parcial.

Estos resultados indican, en primer lugar, que la formación financiada tiene un efecto claro a la hora de aumentar el crecimiento salarial de los hombres, mientras que para las mujeres el influjo es más reducido y vagamente significativo. Esto parece sugerir que los trabajadores a los que las empresas adiestran, efectivamente mejoran su posición, ya sea porque la formación incrementa su productividad o porque se utilice como instrumento de selección para promociones. El débil efecto en el caso de las mujeres puede deberse quizás a comportamientos discriminatorios por parte de las empresas, aunque también es posible que éstas intenten recuperar los costes de la formación con más rapidez que en el caso de los hombres, por miedo a que un abandono de sus trabajadoras les produzca la pérdida de la inversión.

Por otra parte, el hecho de encontrar un efecto salarial negativo de la formación no financiada es en cierto modo paradójico. La lógica indica que los trabajadores realizarán este tipo de inversiones sólo si esperan obtener una compensación futura. Sin embargo, los resultados parecen señalar que a medida que dedican más tiempo a formarse por su cuenta, los trabajadores experimentan una caída en su rendimiento laboral que lleva a reducir su crecimiento salarial. Mientras que es razonable pensar que consagrar mayor esfuerzo al aprendizaje reduzca la capacidad de esfuerzo en las tareas laborales, la pregunta de por qué

algunos trabajadores toman esa decisión persiste. Una posible respuesta se basa en el hecho de que son trabajadores en situación relativamente precaria, es decir con poca experiencia y antigüedad o con contrato temporal. Es plausible, por tanto, que la compensación que esperan obtener tras efectuar esa formación no sea estrictamente salarial, sino consistente en una mayor estabilidad laboral o en mejores condiciones de trabajo. Además, dada la elevada duración de los cursos autofinanciados (con valores medios que superan los seis meses), también puede que éstos estén aún desarrollándose o hayan terminado hace poco, sin tiempo para que el eventual efecto salarial se observe en un lapso de apenas un año. Finalmente, cabe la posibilidad de que esas enseñanzas no se ajusten específicamente a lo que las empresas necesitan de sus trabajadores, o que éstos tengan dificultad para hacer valer las habilidades aprendidas por medios ajenos a los de la propia empresa.

En cuanto al perfil relativamente plano del crecimiento salarial en función de la duración de la formación (en el caso de los hombres, por ejemplo, el indicador binario de formación financiada siempre tiene un efecto apreciable, mientras que la duración no afecta significativamente al crecimiento salarial) parece indicar que la capacidad de las variables de duración e intensidad para medir correctamente la cantidad invertida en el aprendizaje es reducida. Esto puede deberse simplemente a errores de medida, ya que parece más fácil que los encuestados se equivoquen al responder sobre la duración de los cursos que han realizado anteriormente que sobre si efectivamente éstos han tenido lugar. Si éste es el caso, sería de esperar una gran cantidad de ruido en las variables de duración, mientras que las de incidencia serían más informativas. Por otra parte, también es posible que aún midiendo la cantidad de formación en unidades temporales equivalentes, ésta siga siendo esencialmente heterogénea. Así, cursos de la misma duración pueden responder a realidades muy distintas, dependiendo de cómo se efectúen las enseñanzas o del esfuerzo que las empresas y los trabajadores pongan en ellas, lo que mermaría la capacidad del método econométrico para aislar el efecto de la duración en el crecimiento salarial.

En relación al resto de características presentadas en las Tablas 2 y 3, los resultados son estables a lo largo de las distintas especificaciones y de los signos esperados. Así, el hecho de cambiar de empleo en busca de otro mejor tiene una notable influencia positiva sobre el crecimiento salarial, entre un 3,6% y un 4% según se trate de hombres o mujeres, respectivamente, tomando como referencia la especificación 3. Por el contrario, los demás tipos de movilidad no tienen efecto apreciable sobre la evolución de los salarios. Esto parece sugerir que los cambios voluntarios se corresponden con procesos previos de búsqueda en los

que, finalmente, se consigue una mejora del emparejamiento entre empleado y puesto de trabajo (Caparrós y Navarro, 2003). A su vez, la falta de respuesta cuando la movilidad es involuntaria o efectuada por otras razones apunta que en esos casos los trabajadores no son capaces de lograr encontrar las mejores ofertas salariales cuando se ven abocados al desempleo, si quieren evitarlo de manera rápida. Por otra parte, el rendimiento de la movilidad voluntaria es ligeramente superior para las mujeres, lo que parece indicar que este tipo de comportamientos consigue enviar información positiva a los empleadores potenciales, hasta el punto de reducir en cierta medida la discriminación que aplicarían a mujeres recién llegadas a la empresa por otras vías (evidencia en este sentido puede hallarse en Caparrós y otros, 2004b).

También es esperada la influencia negativa de trabajar bajo un contrato eventual sobre el crecimiento salarial, lo que puede tomarse como indicador de que las empresas utilizan esta figura para cubrir empleos de escasa proyección, de manera que para los trabajadores conseguir transitar hacia el empleo permanente es importante a la hora de acceder a una trayectoria salarial ascendente. En este caso, además, el efecto parece ser similar para hombres y mujeres. Finalmente, se observa una relación positiva entre el tamaño de la empresa y el crecimiento salarial, lo que a su vez sugiere que acceder a oportunidades de promoción profesional es más fácil en empresas grandes, probablemente porque en éstas abundan relativamente las necesidades de cubrir puestos de responsabilidad más elevada.

5. Conclusiones

Este trabajo se ha centrado en la estimación del efecto de la formación laboral en el crecimiento salarial de los asalariados por sexo, usando para ello datos procedentes del PHOGUE (INE, 1995-2000). Para solucionar en lo posible los problemas de medición asociados a la estimación del rendimiento, se han utilizado varias especificaciones en las que se recoge tanto la incidencia de la formación, que afecta de igual manera a todos los trabajadores que han recibido cada uno de los dos tipos de la misma, como la duración medida en días y la intensidad con la que los cursos fueron administrados. Se ha comprobado que los trabajadores que han recibido formación financiada por sus empresas presentan un crecimiento salarial entre un 1,5% y un 2% superior a los que no la tuvieron. Mientras que este resultado es estable en las distintas especificaciones para los hombres, sólo en la más básica se observa la influencia positiva y significativa para las mujeres. Esto sugiere que las

empresas no trasladan los incrementos en productividad al salario de sus empleadas, probablemente para intentar recuperar antes los costes de su adiestramiento. Por otra parte, el efecto de la formación que es financiada por los propios trabajadores es escaso e incluso negativo si se tiene en cuenta la duración. Esto plantea un problema sobre los incentivos de los trabajadores a realizar inversiones en su propia formación, ya que parece que el esfuerzo dedicado al aprendizaje reduce la capacidad de progresar en el empleo. Una posible explicación de este hecho se basaría en que este tipo de inversiones proporcionen rendimientos no salariales en modo de una mejor situación laboral, o sólo incrementen la renta a medio-largo plazo.

Referencias bibliográficas

- 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.
- 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.
- 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.
- Black, Matthew (1980), “Pecuniary Implications of On-the-Job Search and Quit Activity”. *The Review of Economics and Statistics* 62(2) pp. 222-29.
- Blau, Francine D. y Lawrence M. Khan (1996), “International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces”. *Journal of Political Economy*, 104(4), pp. 791-837.
- Booth, Alison L. y Mark L. Bryan (2002), “Who Pays for General Training? New Evidence for British Men and Women”. Working Paper nº 486, IZA.
- Booth, Alison L., Marco Francesconi y Gylfi Zoega (2003), “Unions, Work-Related Training, and Wages: Evidence for British Men”. Discussion Paper nº 737, IZA.

- Campbell, David (2001), “Estimating the Wage Effects of Job Mobility in Britain”. Working Paper n° 0117, Studies in Economics, University of Kent.
- Caparrós, Antonio y M^a Lucía Navarro (2003), “Consecuencias Pecuniarias de la Movilidad Voluntaria”. *Estadística Española* 152, pp. 135-161.
- Caparrós, Antonio, M^a Lucía Navarro y Mario F. Rueda (2004a), “Efectos de la temporalidad sobre la formación recibida durante el empleo”. *Cuadernos de Economía*, 27(74) pp. 51-73.
- Caparrós, Antonio, M^a Lucía Navarro y Mario F. Rueda (2004b), “Gender Wage Gaps and Job Mobility in Spain”. *International Journal of Manpower*, 25(3-4), pp. 264-278.
- Frazis Harley y Mark A. Loewenstein (1999), “Reexamining the Returns to Training: Functional Form, Magnitude, and Interpretation”. Working Paper n° 367, Bureau of Labor Statistics.
- Hausman, Jerry A. (1978), "Specification Tests in Econometrics". *Econometrica*, 46(6), pp. 1251-1272.
- Hausman, Jerry A. y Taylor, William E. (1981), "Panel Data and Unobservable Individual Effects". *Econometrica*, 49(6), pp. 1377-1399.
- Keith, Kristen y Abigail McWilliams (1997), “Job Mobility and Gender-based wage Growth Differentials”. *Economic Inquiry*, 35(2), pp. 320-333.
- Leuven, Edwin (2002), “The Economics of Training: A Survey of the Literature”. Working Paper, University of Amsterdam.
- Lynch, Lisa M. (1989), “Private sector training and its impact on the earnings of young workers”. NBER WP n° 2872.
- Peraita, Carlos (2000), “Características de la Formación en la Empresa Española”. *Papeles de Economía Española*, n° 86, pp. 295-307.