

¿Son rentables las inversiones en formación laboral? Un análisis con datos de panel

LUCIA NAVARRO
ANTONIO CAPARRÓS

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

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

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

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

© 2010. Fundación Centro de Estudios Andaluces. Consejería de Presidencia. Junta de Andalucía
© Autores

Ejemplar gratuito. Prohibida su venta.



E2010/06

¿Son rentables las inversiones en formación laboral? Un análisis con datos de panel

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

RESUMEN

El presente trabajo utiliza datos procedentes del Panel de Hogares de la Unión Europea (INE, 1995-2000) para estimar el efecto de la formación recibida durante el empleo en el crecimiento salarial de hombres y mujeres. Dado que estas inversiones pueden estar relacionadas con determinantes no observados del crecimiento salarial, se emplea el método de estimación de variables instrumentales para datos de panel propuesto por Hausman y Taylor (1981). 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, a fin de estimar su rendimiento con mayor precisión.

Palabras clave: Formación laboral, salarios, datos de panel

ABSTRACT

This paper uses data drawn from the European Community Household Panel (INE, 1995-2000) to estimate the effect of labour market training on wage growth for both female and male wage earners. As these investments might be correlated to other unobserved determinants of wage growth, we use the instrumental variable estimator for panel data proposed by Hausman and Taylor (1981). To more precisely measure the effect of training we differentiate among employer-financed and self-employed training as well as indicators, and later include variables for training length and intensity.

Keywords: Training, wages, panel data.

JEL classification: M53, J31, C23

** Autor para envío de correspondencia:
Departamento de Estadística y Econometría
Facultad de CCEE
Universidad de Málaga
Campus de El Ejido s/n
29071 Málaga

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, 1992), 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).

Becker (1964) propone considerar la formación en el empleo como un tipo de capital humano, en el que se invierten recursos a cambio de la esperanza de obtener una mayor productividad en el futuro, con la particularidad de que se simultanea con el trabajo en una empresa. En su modelo, basado en mercados competitivos de trabajo y capital, surge una división de la formación en general y específica. En el primer caso, el incremento en la productividad del trabajador gracias a la formación es igualmente aplicable en cualquier empresa. En el caso de la formación específica, ésta sólo produce un aumento de la productividad cuando el trabajador se mantiene en la misma empresa en la que se formó. La implicación práctica de esta clasificación es que las empresas no tendrían interés en proporcionar formación general a sus trabajadores, dado que éstos podrían apropiarse del rendimiento cambiándose a otras empresas. En el caso de que la formación fuera específica, sin embargo, serían los trabajadores los que carecerían de interés en financiarla, ya que no podrían aprovechar el incremento en productividad en otra empresa.

Esta distinción, sin embargo, empieza a difuminarse si se introducen imperfecciones en el mercado, particularmente asimetrías en la información sobre la verdadera productividad del trabajador. Partiendo de la formación general, Acemoglu y Pischke (1999) exponen que si el incremento en productividad no se traslada completamente a las ofertas salariales externas (por ejemplo, debido a que otras empresas no pueden conocer la calidad de un

trabajador que ha recibido formación) entonces los empleadores invertirán en este tipo de actividad. La razón es que, aunque la formación pueda ser teóricamente aprovechada en otras empresas, éstas no podrían distinguir a los trabajadores con más formación, por lo que sus ofertas salariales caerán por debajo de la verdadera productividad, lo que en la práctica convierte a la formación general en más o menos específica. Esto, además, abre la posibilidad a que los rendimientos de la formación sean compartidos por empresa y trabajador¹.

En cuanto a la investigación empírica existente sobre el tema en España, ésta se ha centrado principalmente en analizar los determinantes de la formación y su rendimiento, generalmente en términos salariales. En este último caso, la evidencia es particularmente escasa. Así, Albert y otros (2005), 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. En cuanto a los determinantes de la formación, sin embargo, la literatura es bastante más extensa. 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. Resultados en la misma línea pueden encontrarse en Caparrós y otros (2009). Recientemente, trabajos como Caparrós y otros (2004a) o Albert y otros (2004) 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.

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

¹ Para una revisión sobre desarrollos recientes puede consultarse Leuven (2005).

esta limitación, la 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, las encuestas sobre el mercado laboral proporcionan poca información al respecto, aparte de si se ha realizado esta actividad. En el caso del PHOGUE, la fuente de datos utilizada en este trabajo, se puede conocer si un trabajador ha realizado formación, si ésta ha sido financiada por su empresa 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. En base a esta encuesta, el objetivo de este trabajo es estimar el efecto de la formación recibida durante el empleo en el crecimiento salarial de hombres y mujeres, diferenciando estas actividades según quién las financie (empresa o empleado). Además, ha 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; por ello se emplea el método de estimación de variables instrumentales propuesto por Hausman y Taylor (1981) para datos de panel.

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

El modelo de crecimiento salarial que se especifica es el siguiente:

$$\Delta w_{it} = x_{it}'\beta + z_i'\gamma + u_i + e_{it} \quad [1]$$

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} (regresores con variación intertemporal) y z_i (variables con valor constante a lo largo del tiempo, que para este modelo se limitan al nivel educativo, medido en años teóricos de educación completados), 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 consistentes incluso si, como es razonable suponer, algunos regresores están correlacionados asintóticamente con las características inobservables que determinan el crecimiento salarial, siempre que esta correlación se produzca exclusivamente a través del efecto individual u_i . Este tipo de problema 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. Como alternativa, podría utilizarse un modelo de efectos fijos para conseguir un estimador consistente para β , si bien al precio de que la transformación de los datos en desviaciones con respecto a las medias individuales eliminaría z_i de la ecuación, impidiendo estimar γ . Por el contrario, el modelo HT, en caso de estar 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 modo esquemático, el proceso para obtener el estimador HT consiste en dividir las variables contenidas en x_{it} en dos grupos, dependiendo de que se supongan o no correlacionadas con la heterogeneidad inobservable contemplada en u_i . Esto proporciona un instrumento para cada variable que se considere exógena, concretamente la media de cada una de esas variables,

que se utiliza para identificar el efecto de la educación (que se considera endógena con respecto a u_i). En el caso de las variables de x_{it} que se consideren endógenas, la información utilizada se limita a las desviaciones con respecto a la media, del modo en que se hace en los modelos de efectos fijos. La condición para que el modelo esté identificado es que existan al menos tantas variables exógenas en x_{it} como endógenas en z_i . En nuestro caso, eso implica al menos una variable exógena en x_{it} .

En el caso de que el modelo cuente con más instrumentos de los suficientes (lo que sucede en las estimaciones presentadas posteriormente), los supuestos de exogeneidad de las variables pueden verificarse a posteriori utilizando un test de Hausman (1978). Éste 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 efectivamente no presentan correlación 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. Por el contrario, si los estimadores obtenidos son sistemáticamente diferentes, puede concluirse que el modelo HT no ha sido especificado correctamente, provocando la inconsistencia de los resultados.

2. Datos y variables

Para estimar el modelo, utilizamos datos extraídos de las olas del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) correspondientes al periodo 1994-2000. El esquema a seguir en este caso consiste en estimar la ecuación 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.

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 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.

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 duración². 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 para los trabajadores que han experimentado movilidad laboral en el último año, 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”

² Esto es necesario dado que el PHOGUE no proporciona información sobre la duración concreta de la relación laboral cuando ésta supera los 10 años.

contiene un conjunto variado de motivos para cambiar de empleo, siendo el más numeroso el cierre de la empresa o la falta de actividad productiva³.

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). Dado que es razonable que el incremento porcentual del salario descienda cuanto mayor sea éste, la ausencia de este último control confundiría el efecto de otras variables, que pueden afectar en el mismo sentido tanto al nivel como al crecimiento salarial. Por ejemplo, es conocido que el nivel educativo ejerce una influencia positiva sobre el salario. Así, de no contar con esta variable retardada las estimaciones podrían observar un efecto negativo de la educación en crecimiento salarial debido a que, al situar a los trabajadores en niveles superiores, el crecimiento que éstos experimentan es menor. De manera inversa, si los trabajadores a tiempo parcial obtienen una renta laboral inferior al resto podría observarse un efecto positivo de esta característica, en la medida en que su reducido salario puede incrementarse en porcentajes elevados de un año al siguiente. Argumentos similares sobre la conveniencia de incluir el salario retardado en las ecuaciones de crecimiento salarial pueden encontrarse en Black (1980), Campbell (2001) o Keith y McWilliams (1997).

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.

Tabla 1: Incremento medio en salario logarítmicos por grupos de formación y sexo.

Tipo de formación	Hombres	Mujeres	Total
Sin formación	0,0409	0,0463	0,0426
Formación no financiada	0,0720	0,0768	0,0743
Formación financiada	0,0556	0,0415	0,0503
Total	0,0435	0,0478	0,0449

³ 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).

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

Como primera aproximación a los datos, la Tabla 1 muestra el crecimiento salarial medio observado para hombres y mujeres, dependiendo de si han recibido formación y la fuente de financiación de ésta⁴. Si se considera a hombres y mujeres en conjunto, el grupo que experimenta un menor crecimiento salarial es el de los asalariados que no han recibido formación, con un crecimiento interanual ligeramente por encima del 4%. Por el contrario, el grupo para el que más rápidamente crecen los salarios es el de los trabajadores que financian su propia formación, con un incremento de más del 7%, lo que deja a los trabajadores con formación pagada por sus empresas en una posición intermedia. El hecho de que sean los trabajadores con formación no financiada los que más rápidamente ven aumentar sus salarios parece deberse al menos en parte a su peor posición inicial, siendo su salario de partida inferior en más de un 10% a la media muestral. Por el contrario, los trabajadores con formación financiada representan el grupo de salario más elevado y éste a su vez crece con más rapidez que el de los que no recibieron ningún tipo de formación, lo que parece indicar un efecto positivo de este tipo de formación.

Separando los datos entre hombres y mujeres, las asalariadas presentan un crecimiento mayor que sus colegas, aunque la diferencia es de apenas medio punto porcentual (crecimiento anual de un 4,9% frente a un 4,5%). Es curioso, sin embargo, que la relación entre tipo de formación y crecimiento salarial descrita anteriormente sólo se mantenga en el caso de los hombres, mientras que para las mujeres las que menor crecimiento salarial logran sean las que recibieron formación pagada por sus empresas.

4. Resultados

Las Tablas 2 y 3 muestran, respectivamente para hombres y mujeres, los resultados de la estimación del efecto 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)⁵.

⁴ Para un incremento en salarios logarítmicos de d , puede calcularse el incremento porcentual en el salario real como $100(\exp(d)-1)$. En valores de d cercanos a 0, la cifra es una aproximación razonable al incremento salarial relativo (en tantos por uno).

⁵ Los resultados completos de las estimaciones figuran en las tablas A1 y A2 del anexo.

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 figuran en el anexo.

tc: Formación a tiempo completo

tp: Formación a tiempo parcial x número de horas semanales

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

En cuanto al efecto de la formación reflejado en las Tablas 2 y 3, 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. Por el contrario, la formación pagada por los trabajadores, o bien carece de efecto (para las mujeres) o bien reduce el crecimiento salarial esperado en 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; Por su parte, Leuven (2005) facilita una revisión de la literatura, mientras que un resultado parecido sobre la formación autofinanciada puede encontrarse en Booth y Bryan (2007). Para el caso de España, Albert y otros (2005) 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 figuran en el anexo.

tc: Formación a tiempo completo

tp: Formación a tiempo parcial x 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, reduciendo el efecto negativo de la no financiada a la mitad, que deja de ser significativo. Queda, sin embargo, prácticamente inalterado el efecto de la formación financiada. En el caso de las mujeres, el crecimiento salarial disminuye a medida que aumenta la duración de la formación no financiada, así como el incluir las nuevas variables aminora el efecto de la formación financiada hasta el punto de dejar de ser significativo. Al igual que en la primera especificación, la formación financiada sigue careciendo de efecto per se, reduciendo el crecimiento salarial en la medida en que su duración aumente.

Finalmente, en la tercera especificación, a las medidas de duración se le añade un indicador de intensidad de la formación, según la misma se realice a tiempo completo o parcial. 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, lo que pondría en duda la capacidad de los trabajadores para elegir las mejores inversiones disponibles.

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, aunque los resultados son muy similares en las distintas especificaciones. 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 de esta actividad, 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

- 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 (2004): "Firm-Provided Training and Temporary Contracts". *Spanish Economic Review*, 7 (1): pp. 67-88.
- ALBERT, Cecilia, Carlos GARCÍA SERRANO y Virginia HERNANZ (2005): "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 (2007): "Who Pays for General Training in Private Sector Britain?" *Research in Labor Economics*, 26, pp. 85-123.
- BOOTH, Alison L., Marco FRANCESCONI y Gylfi ZOEGA (2003): "Unions, Work-Related Training, and Wages: Evidence for British Men". *Industrial and Labor Relations Review*, 57 (1): pp. 68-91.
- CAMPBELL, David (2001): "Estimating the Wage Effects of Job Mobility in Britain". Working Paper nº 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.
- CAPARRÓS, Antonio, M^a Lucía NAVARRO y Mario F. RUEDA (2009): "Análisis de la incidencia y duración de la formación laboral financiada por empresas y trabajadores", *Cuadernos de Economía*, 27(74). pp. 83-111.
- FRAZIS, Harley Y Mark A. LOEWENSTEIN (1999): "Reexamining the Returns to Training: Functional Form, Magnitude, and Interpretation". Working Paper nº 367, Bureau of Labor Statistics.
- HAUSMAN, Jerry A. (1978): "Specification Tests in Econometrics". *Econometrica*, 46 (6): pp. 1251-1272.
- HAUSMAN, Jerry A. y William E. TAYLOR (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 (2005): "The Economics of Private Sector Training: A Survey of the Literature", *Journal of Economics Surveys*, 19 (1): pp. 91-111

LYNCH, Lisa M. (1992): "Private sector training the earnings of young workers". *The American Economic Review*, 82 (1) pp. 299-312.

PERAITA, Carlos (2000): "Características de la Formación en la Empresa Española". *Papeles de Economía Española*, nº 86, pp. 295-307.

Anexo

Tabla A1: Resultados completos del modelo de crecimiento salarial vía HT. Hombres

Variable	Especificación 1		Especificación 2		Especificación 3	
	Coef.	Err. Est.	Coef.	Err. Est.	Coef.	Err. Est.
Educación (años)	0,1259 ***	0,0065	0,1288 ***	0,0076	0,0907 ***	0,0246
Experiencia	0,0292 ***	0,0017	0,0301 ***	0,0018	0,0289 ***	0,0031
Experiencia (cuadrado) / 10	-0,0023 ***	0,0003	-0,0024 ***	0,0003	-0,0034 ***	0,0000
Sector público	0,0020	0,0140	0,0019	0,0132	0,0040	0,0111
Tiempo parcial	-0,3364 ***	0,0219	-0,3390 ***	0,0207	-0,3410 ***	0,0174
Desocupado año previo	0,0035	0,0144	0,0000	0,0137	-0,0082	0,0115
<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
<i>Antigüedad laboral</i>						
Antigüedad (años)	0,0070	0,0057	0,0070	0,0056	0,0067	0,0046
Antigüedad (cuadrado)	-0,0008	0,0006	-0,0008	0,0006	-0,0008 *	0,0005
Más de 10 años	0,0111	0,0168	0,0100	0,0162	0,0018	0,0136
<i>Estado de salud</i>						
Muy bueno	-0,0001	0,0052	-0,0014	0,0050	-0,0006	0,0042
Malo/regular	-0,0077	0,0063	-0,0100 *	0,0061	-0,0093 *	0,0051
Tasa de paro	-0,0059 ***	0,0007	-0,0061 ***	0,0007	-0,0099 ***	0,0012
Vive en pareja	0,0605 ***	0,0108	0,0550 ***	0,0110	0,0405 ***	0,0111
Log. del salario en $t-1$	-1,0071 ***	0,0112	-1,0101 ***	0,0106	-1,0144 ***	0,0089
Constante	10,316 ***	0,1350	10,320 ***	0,1372	10,879 ***	0,2796
N	3642		3642		3642	
NT	11339		11339		11339	
R^2	0,1115		0,1087		0,1479	
σ_u	0,2987		0,3691		2,5121	
σ_e	0,1643		0,1642		0,1642	
ρ	0,7677		0,8347		0,9957	
χ^2 (test de Hausman)	1,2419		4,5072		2,4703	
Valor crítico (10%)	13,36		7,78		10,64	

El individuo de referencia es un trabajador soltero con buen estado de salud, del sector privado a tiempo completo, que no estuvo desocupado el año anterior ni ha cambiado de empleo desde entonces, con contrato temporal y que no ha recibido formación laboral

tc: Formación a tiempo completo

tp: Formación a tiempo parcial * número de horas semanales

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

Tabla A2: Resultados del modelo de crecimiento salarial vía HT. Mujeres

Variable	Especificación 1		Especificación 2		Especificación 3	
	Coef.	Err. est.	Coef.	Err. est.	Coef.	Err. est.
Educación (años)	0,1569 ***	0,0539	0,1554 ***	0,0479	0,1611 ***	0,0161
Experiencia	0,0439 ***	0,0045	0,0437 ***	0,0043	0,0383 ***	0,0033
Experiencia (cuadrado) / 10	-0,0057 ***	0,0007	-0,0056 ***	0,0007	-0,0045 ***	0,0006
Sector público	-0,0101	0,0125	-0,0105	0,0126	-0,0101	0,0130
Tiempo parcial	-0,2981 ***	0,0111	-0,2976 ***	0,0112	-0,2983 ***	0,0115
Desocupado año previo	-0,0306 **	0,0142	-0,0316 **	0,0143	-0,0335 **	0,0148
<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
<i>Antigüedad laboral</i>						
Antigüedad (años)	0,0093	0,0062	0,0087	0,0063	0,0088	0,0064
Antigüedad (cuadrado)	-0,0015 **	0,0006	-0,0014 **	0,0006	-0,0013 **	0,0006
Más de 10 años	-0,0334	0,0217	-0,0329	0,0219	-0,0219	0,0224
<i>Estado de salud</i>						
Muy bueno	-0,0114 *	0,0059	-0,0114 *	0,0060	-0,0106 *	0,0061
Malo/regular	-0,0221 ***	0,0073	-0,0225 ***	0,0073	-0,0233 ***	0,0076
Tasa de paro	-0,0055 ***	0,0016	-0,0053 ***	0,0015	-0,0055 ***	0,0011
Vive en pareja	0,0313 ***	0,0121	0,0310 ***	0,0122	0,0342 ***	0,0122
Log. del salario en $t-1$	-1,0327 ***	0,0122	-1,0332 ***	0,0123	-1,0298 ***	0,0127
Constante	9,8974 ***	0,5668	9,9169 ***	0,5068	9,8587 ***	0,2332
N	1991		1991		1991	
NT	5631		5631		5631	
R^2	0,1067		0,1080		0,1037	
σ_u	1,4876		1,3055		0,9218	
σ_e	0,1598		0,1597		0,1596	
ρ	0,9886		0,9853		0,9709	
χ^2 (test de Hausman)	0,2317		0,3116		6,4169	
Valor crítico (10%)	7,78		7,78		10,64	

El individuo de referencia es una asalariada soltera con buen estado de salud, del sector privado a tiempo completo, que no estuvo desocupada el año anterior ni ha cambiado de empleo desde entonces, con contrato temporal y que no ha recibido formación laboral

tc: Formación a tiempo completo

tp: Formación a tiempo parcial * número de horas semanales

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