

Rentabilidad salarial de la formación laboral: un análisis con datos de panel*

ANTONIO CAPARRÓS RUIZ, M^a LUCÍA NAVARRO GÓMEZ y MARIO F. RUEDA NARVÁEZ
Departamento de Estadística y Econometría
UNIVERSIDAD DE MÁLAGA, ESPAÑA
e-mail: antonio@uma.es; l_navarro@uma.es; mfrueda@uma.es

RESUMEN

El presente trabajo utiliza datos procedentes del Panel de Hogares de la Unión Europea (INE, 1994-2001) para estimar el efecto de la formación recibida durante el empleo en el crecimiento salarial de hombres y mujeres en el mercado de trabajo español. Dado que estas inversiones educativas 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. Los resultados muestran que, efectivamente, realizar este tipo de inversiones proporciona a los trabajadores un mayor incremento salarial, si bien esto depende de cómo se realicen y de su duración.

Palabras clave: Formación laboral, salarios, datos de panel, variables instrumentales.

Wage Returns to Training Investments: A Panel Data Analysis

ABSTRACT

This paper uses data drawn from the European Community Household Panel (INE, 1994-2001) to estimate the effect of labour market training on wage growth for both female and male wage earners in Spain. As these educational 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-financed training as well as indicators, and later include variables for training length and intensity. Our results show that, indeed, training investments provide workers with higher wage increases. This, however, depends on how training is undertaken and how long it takes.

Keywords: Training, Wages, Panel Data, Instrumental Variables.

Clasificación JEL: M53, J31, C23.

Artículo recibido en julio de 2009 y aceptado en abril de 2010.

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref. 28206.

* Este trabajo se ha realizado en el marco de los Proyectos SEJ 2007-68045-C02-01/ECON (Ministerio de Ciencia y Tecnología), PRY116/09 (Fundación Centro de Estudios Andaluces) y P09SEJ4859 de la Junta de Andalucía. Asimismo, los autores agradecen los comentarios y sugerencias realizados por dos evaluadores anónimos, que sin duda han contribuido a la mejora de este trabajo.

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, 1994-2001).

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.

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 poste-

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

riormente 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 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. Además, el uso de múltiples especificaciones permitirá comprobar la robustez de los resultados ante mediciones alternativas de la formación. 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). La posible endogeneidad de la formación, en el sentido de que esté correlacionada con factores no observados que influyan en el crecimiento salarial se tratará mediante 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 presenta los antecedentes empíricos sobre el tema, tanto en España como a nivel internacional. El epígrafe tercero expone la metodología econométrica elegida para llevar a cabo la estimación del efecto de la formación laboral sobre el crecimiento salarial, presentándose a continuación los datos y variables utilizados. Posteriormente, el quinto epígrafe presenta y discute los resultados de las estimaciones, finalizándose con la exposición de las principales conclusiones.

2. ANTECEDENTES EMPÍRICOS

La investigación empírica existente sobre la formación laboral en España se ha centrado principalmente en analizar sus determinantes y sus rendimientos, 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.

A nivel internacional, por el contrario, sí existen numerosos artículos dedicados a evaluar el rendimiento de la formación laboral, debido a la abundancia de fuentes estadísticas con información sobre la participación en cursos específicos. En general, se trata de evaluar el efecto de diferentes medidas de formación (desde variables básicas de incidencia de la misma hasta indicadores de intensidad, duración o gasto realizado) sobre el crecimiento salarial o los salarios. En este campo, una preocupación común suele ser evitar el sesgo de selección: si los trabajadores que reciben formación tienen ciertas características que los hacen más productivos, como por ejemplo una mayor habilidad innata, entonces un coeficiente positivo puede que no refleje el efecto de la formación, sino el de tales características. Algunos artículos, como Lynch (1992) tratan este problema utilizando modelos del tipo propuesto por Heckman (1979), mientras que otros (por ejemplo, Booth y Bryan, 2007) utilizan como variable dependiente el crecimiento salarial o usan modelos de efectos fijos con datos de panel para eliminar del análisis las características personales. Esta última solución es correcta siempre que esas características sean constantes en el tiempo.

Los diferentes trabajos tienden a encontrar un efecto positivo de la formación tanto en los salarios como en su evolución². Así, Lynch (1992) analiza una submuestra de la *National Longitudinal Survey of Youth* (NLSY) con asalariados sin título universitario para evaluar el efecto de la formación en el mercado estadounidense. El problema de la endogeneidad lo trata de dos maneras: en primer lugar, mediante la estimación de un modelo de selección muestral en dos etapas (Heckman, 1979), encontrando un efecto positivo de la formación en el nivel salarial. En segundo lugar, estima un modelo de crecimiento salarial, con el cual obtiene resultados similares. También Booth y otros (2003), con datos de varones británicos procedentes del Panel de Hogares Británico (BHPS), hallan un efecto positivo de la formación con modelos de crecimiento salarial. Por otra parte, Frazis y Loewenstein (2005) utilizan modelos de efectos fijos con datos de la citada NLSY y el *Employer Opportunity Pilot Project* (EOPP), en los cuales miden la formación en horas dedicadas a cursos durante el último año. Prueban distintas formas funcionales para la relación entre la cantidad de formación y el nivel de salarios, y obtienen

² Bassanini y otros (2005), capítulo 4, proporcionan una revisión más exhaustiva de los principales resultados empíricos.

que existe un sustancial efecto salarial de la formación que, sin embargo, se reduce a medida que aumenta la cantidad de la misma.

Finalmente, algunos desarrollos recientes aparecen en Leuven y Oosterbeek (2008) y Arulampalam y otros (2010). El primer trabajo utiliza una encuesta propia de trabajadores holandeses en la que es posible identificar dos grupos similares en términos de características no observadas. Por un lado, los participantes en cursos formativos y por otro, aquéllos que, pese a tener intención de hacerlos, no pudieron asistir por cuestiones fortuitas (enfermedad, responsabilidades familiares...). Comparando los salarios de ambos grupos, encuentran que el rendimiento de la formación es muy bajo y no significativo, lo que presentan como indicio de que el rendimiento estimado de la formación por los métodos habituales está en realidad recogiendo el efecto de otras características. Por su parte, Arulampalam y otros (2010), con datos de varones asalariados en el sector privado del PHOGUE (1994-1999) en diez países de la UE, estiman regresiones cuantílicas con el objetivo de identificar efectos asimétricos en distintas partes de la distribución salarial. Los resultados muestran que en la mayoría de los países, incluyendo España, existe un efecto positivo de la formación, si bien su magnitud es variable de país a país. Por el contrario, los resultados de las regresiones cuantílicas señalan que, en cada país, el efecto de la formación sobre los salarios varía más bien poco en las distintas posiciones de la escala salarial.

3. MODELO ECONÓMICO

Como ya se ha comentado, el principal objetivo de este trabajo consiste en estimar el efecto que las inversiones en formación realizadas durante el empleo tienen en la productividad de los trabajadores, que a su vez afecta a sus salarios. Es decir, se trata de contrastar la principal predicción de la teoría del capital humano (Becker, 1964), según la cual el aumento del *stock* de capital humano de los individuos incrementa su productividad, y así les permite obtener una renta monetaria mayor en la medida en que, según la teoría neoclásica, el trabajador está pagado conforme a su productividad marginal. A partir de esta hipótesis teórica, Mincer (1974) formula el modelo matemático que relaciona las ganancias en el mercado con las inversiones en capital humano, para medir el efecto de la educación y la experiencia sobre los salarios. La primera versión de este modelo es una función lineal del logaritmo de los salarios sobre los años de educación formal de los individuos (modelo de escolaridad). Más tarde, Mincer añade la formación adquirida en el mercado, aproximada por el tiempo transcurrido en el mismo, de forma lineal y cuadrática (modelo de experiencia). De esta manera, formaliza la hipótesis natural de que el proceso de acumulación de capital humano no termina con la salida del sistema educativo y de que los perfiles de ganancias tienen forma parabólica. Posteriormente, se amplían estas ecuaciones añadiendo a las variables de capital humano nuevos regresores, como algunas características personales y del empleo.

En nuestro caso, hay que tener en cuenta que las variables de formación representan un cambio en el *stock* de capital humano más que el nivel de tal *stock*, de modo que es más interesante utilizar el incremento del salario como variable dependiente, dado que ambos fenómenos son dinámicos. Formalmente, estimaremos el siguiente modelo 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} (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, utilizada a menudo en la literatura empírica relacionada, podría elegirse estimar la ecuación con 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 en comparación con el modelo de efectos fijos.

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 identifi-

car el efecto de la educación (que se supone 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 presenten 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.

4. DATOS Y VARIABLES

Para estimar el modelo, utilizamos datos procedentes de la sección española de PHOGUE, realizada por el INE, durante el periodo 1994-2001³. A lo largo de los años en los que se realizó la encuesta, un total de 7.206 hogares fueron incluidos en la muestra del panel, recopilando información sobre 22.341 personas de 16 o más años. Además de interesarse por las condiciones de vida y la evolución del estado socioeconómico de personas y hogares, la encuesta investiga las condiciones de trabajo de la población, lo que implica que la encuesta permite construir las variables de interés para el análisis. Éstas se refieren principalmente a la renta salarial y la participación en cursos de formación, pero también a otras variables que pueden afectar al crecimiento salarial.

El esquema empírico a seguir consiste en estimar la ecuación de crecimiento salarial sobre muestras separadas de hombres y mujeres, debido a que ambos grupos tienden a presentar un comportamiento diferenciado en el mercado de trabajo. 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.

³ Tras su finalización, el PHOGUE ha sido sustituido en los últimos años por la Encuesta de Condiciones de Vida (INE, 2005-2008). Lamentablemente, en ésta la información sobre actividades formativas es mucho más limitada, eliminando de hecho toda referencia a los cursos organizados por la empresa, lo que impide realizar este estudio con esos datos pese a que sean más recientes.

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 este último caso, se multiplica por el número de horas semanales del curso, obteniendo el total de horas dedicadas a la formación.

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. Estos controles adicionales permiten estimar correctamente el efecto de las variables formativas, sin que éste se confunda con el efecto de otras variables. 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 duración⁴. Esta última variable mide el tiempo que lleva el trabajador con la misma empresa, mientras que la experiencia intenta capturar la vida laboral completa de los trabajadores, que será distinta para aquéllos que hayan trabajado en más de un empleo. Por otra parte, dado que el diseño de la encuesta obliga a utilizar una medida potencial de la experiencia⁵, la cual contiene los posibles periodos pasados fuera del mercado de trabajo, se incluye también 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) a partir de respuestas con una evaluación subjetiva del propio trabajador en la encuesta. 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

⁴ Esto es necesario dado que el PHOGUE no proporciona información sobre la duración concreta de la relación laboral cuando ésta supera los 10 años.

⁵ Esta medida de la experiencia es el tiempo desde el comienzo de la vida laboral hasta el año de la entrevista.

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 productiva⁶.

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 disminuya 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 el 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 4.098 hombres y 2.285 mujeres (14.187 y 7.649 observaciones persona-año, respectivamente) para los que constan datos suficientes en dos años consecutivos del periodo 1994-2001.

Como primera aproximación a los datos, la Tabla 1 proporciona el crecimiento salarial medio observado para hombres y mujeres, dependiendo de si han recibido formación y la fuente de financiación de ésta⁷. Además, para cada sexo se da el porcentaje en cada grupo según el tipo de formación. Así, los datos de incidencia muestran que, en conjunto, en torno a un 15% de los asalariados recibieron formación durante el año anterior, y que la mayoría de los cursos fueron financiados por las empresas. Por género, las mujeres tienden a recibir formación de sus empresas en una proporción algo mayor que los hombres, y tienden a invertir en su propia formación en una proporción que casi dobla a la masculina (6,9% frente al 3,7%).

⁶ 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).

⁷ 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).

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%, aunque el siguiente colectivo (formación financiada), se sitúa prácticamente en el mismo nivel. 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 cercano al 9%. 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 es el que crece con mayor rapidez, lo que parece indicar un efecto positivo de este tipo de formación. En cualquier caso, la información presente en esta tabla debe tomarse con precaución, ya que los incrementos salariales medios reflejados pueden venir afectados por muchas otras características además de la formación considerada.

TABLA 1

Incremento medio en salarios logarítmicos por grupos de formación y sexo.

Tipo de formación	Hombres	Mujeres	Total
Sin formación	0,0402	0,0460	0,0421
(% observaciones)	(86,08)	(80,65)	(84,23)
Formación no financiada	0,0803	0,0922	0,0861
(% observaciones)	(3,71)	(6,93)	(4,81)
Formación financiada	0,0495	0,0380	0,0451
(% observaciones)	(10,21)	(12,42)	(10,96)
Total	0,0427	0,0482	0,0446
Nº de observaciones	14.817	7.649	22.466

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE (INE 1994-2001).

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 4,4%). Sin embargo, la relación entre tipo de formación y crecimiento salarial es distinta entre los dos sexos. En ambos casos el mayor crecimiento sigue correspondiendo a los trabajadores que han realizado cursos por su cuenta, con un crecimiento medio mayor en el caso de las mujeres. Por otra parte, entre estas últimas, las que tienen formación financiada por sus empresas presentan el crecimiento salarial más lento, mientras que en los hombres la categoría con peores perspectivas son los trabajadores sin ningún tipo de formación. Este resultado para las mujeres puede deberse a ser el grupo con mayores salarios de partida, de modo que tienen dificultades en obtener un crecimiento muy grande, lo que podría ser especialmente cierto de existir una especie de

“techo de cristal”⁸ que dificultaría las mejoras salariales a las mujeres mejor pagadas pero no a los hombres. Este menor crecimiento salarial podría deberse también a que este tipo de formación financiada tenga un efecto diferenciado en el crecimiento salarial de las mujeres, lo que se analizará en detalle en la siguiente sección.

5. 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 salarial⁹. Dado el objetivo del trabajo, los comentarios se centrarán principalmente en las variables formativas.

TABLA 2
Resultados del modelo de crecimiento salarial vía HT. Hombres.

Variable	Especificación 1		Especificación 2		Especificación 3	
	Coef.	Err. Est.	Coef.	Err. Est.	Coef.	Err. Est.
Formación						
Financiada	0,0114 *	0,0060	0,0110 *	0,0066	0,0125 **	0,0062
No financiada	-0,0204 **	0,0097	-0,0220	0,0137	-0,0161	0,0121
Duración (financiada)/100			0,0006	0,0048		
Dur. (no financiada) /100			0,0007	0,0059		
Dur. (financiada*tc) /100					0,0012	0,0095
Dur. (no financiada*tc) /100					-0,0082	0,0074
Dur. (financiada*tp*nh) /700					-0,0021	0,0030
Dur. (no financiada*tp*nh) /700					-0,0005	0,0037
Movilidad laboral						
Movilidad voluntaria	0,0480 ***	0,0117	0,0478 ***	0,0118	0,0479 ***	0,0113
Movilidad involuntaria	0,0005	0,0110	0,0005	0,0111	0,0010	0,0107
Movilidad otros	0,0224	0,0160	0,0217	0,0161	0,0236	0,0156
Contrato temporal	-0,0337 ***	0,0064	-0,0340 ***	0,0065	-0,0340 ***	0,0062
Tamaño del establecimiento						
Hasta 19 trabajadores	-0,0471 ***	0,0064	-0,0463 ***	0,0065	-0,0455 ***	0,0062
20 a 99 trabajadores	-0,0174 ***	0,0059	-0,0167 ***	0,0060	-0,0164 ***	0,0058
Educación	0,1139 ***	0,0058	0,1147 ***	0,0057	0,1130 ***	0,0059
Experiencia	0,0281 ***	0,0014	0,0272 ***	0,0014	0,0282 ***	0,0014
Experiencia ² /10	-0,0002 ***	0,0000	-0,0002 ***	0,0000	-0,0002 ***	0,0000
Sector público	0,0135	0,0102	0,0138	0,0102	0,0140	0,0099
Tiempo parcial	-0,0022 ***	0,0003	-0,0021 ***	0,0003	-0,0023 ***	0,0003
Desocupado año previo	-0,0177	0,0125	-0,0181	0,0126	-0,0198	0,0121
Antigüedad laboral						
Antigüedad (años)	0,0131 ***	0,0045	0,0128 ***	0,0045	0,0137 ***	0,0044
Antigüedad ²	-0,0013 ***	0,0005	-0,0013 ***	0,0005	-0,0013 ***	0,0004
Antigüedad: 10 o más años	0,0275 **	0,0140	0,0248 *	0,0140	0,0291 **	0,0136

⁸ Ver de la Rica y otros (2008) para una investigación al respecto en el mercado español, también con datos del PHOGUE.

⁹ La descripción estadística de las variables explicativas aparece en la Tabla A1 del Anexo.

TABLA 2 (Continuación)
Resultados del modelo de crecimiento salarial vía HT. Hombres.

Variable	Especificación 1		Especificación 2		Especificación 3	
	Coef.	Err. Est.	Coef.	Err. Est.	Coef.	Err. Est.
Estado de salud (subjeto)						
Estado salud: muy bueno	0,0018	0,0044	0,0018	0,0044	0,0019	0,0043
Estado salud: malo / regular	-0,0066	0,0053	-0,0066	0,0054	-0,0066	0,0052
Vive en pareja	0,0313 ***	0,0110	0,0498 ***	0,0090	0,0314 ***	0,0107
Tasa de paro regional	-0,0044 ***	0,0005	-0,0042 ***	0,0005	-0,0042 ***	0,0005
Log. salario en t-1	-0,9669 ***	0,0091	-0,9658 ***	0,0092	-0,9665 ***	0,0088
Constante	9,9610 ***	0,1130	9,9356 ***	0,1131	9,9576 ***	0,1116
<i>NT</i>	14817		14817		14817	
<i>N</i>	4098		4098		4098	
σ_u	0,2952		0,2895		0,3236	
σ_e	0,1635		0,1635		0,1635	
<i>P</i>	0,7652		0,7581		0,7966	
χ^2 (test de Hausman)	4,1738		4,1167		3,9353	
Grados de libertad	4		6		5	

Notas: tc: Formación a tiempo completo.

tp*nh: Formación a tiempo parcial * número de horas semanales (número de horas total del curso).

***: 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 que, para los hombres, el hecho de recibir formación financiada implica un incremento salarial esperado algo más de un 1% por encima de los que no recibieron formación de ningún tipo, mientras que se reduce en unos dos puntos porcentuales su crecimiento salarial en el caso de que la formación sea autofinanciada. Para las mujeres no se aprecia ningún efecto significativo, si bien ambos coeficientes son de signo positivo. Como ya se ha dicho, el efecto positivo de la formación financiada por las empresas en las expectativas salariales es un resultado común en la literatura (por ejemplo, Booth y otros, 2003, para el Reino Unido; Frazis y Loewenstein, 2005, para los EEUU; Bassanini y otros, 2005, capítulo 4, facilitan una revisión de la literatura empírica para Europa y los EEUU). 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. Mujeres.

Variable	Especificación 1		Especificación 2		Especificación 3	
	Coef.	Err. Est.	Coef.	Err. Est.	Coef.	Err. Est.
Formación						
Financiada	0,0045	0,0083	0,0005	0,0094	0,0005	0,0090
No financiada	0,0048	0,0112	0,0263 *	0,0155	0,0309 **	0,0145
Duración (financiada)/100			0,0059	0,0061		
Dur. (no financiada) /100			-0,0120 **	0,0061		
Dur. (financiada*tc) /100					0,0003	0,0113
Dur. (no financiada*tc) /100					-0,0037	0,0102
Dur. (financiada*tp*nh) /700					0,0081	0,0056
Dur. (no financiada*tp*nh) /700					-0,0144 ***	0,0042
Movilidad laboral						
Movilidad voluntaria	0,0598 ***	0,0204	0,0580 ***	0,0202	0,0576 ***	0,0202
Movilidad involuntaria	0,0174	0,0162	0,0162	0,0161	0,0146	0,0160
Movilidad otros	-0,0062	0,0287	-0,0070	0,0284	-0,0074	0,0284
Contrato temporal	-0,0430 ***	0,0089	-0,0456 ***	0,0093	-0,0458 ***	0,0092
Tamaño del establecimiento						
Hasta 19 trabajadores	-0,0561 ***	0,0097	-0,0547 ***	0,0097	-0,0545 ***	0,0096
20 a 99 trabajadores	-0,0270 ***	0,0085	-0,0264 ***	0,0085	-0,0264 ***	0,0084
Educación	0,1468 ***	0,0065	0,1484 ***	0,0067	0,1483 ***	0,0067
Experiencia	0,0234 ***	0,0019	0,0237 ***	0,0020	0,0238 ***	0,0020
Experiencia ² /10	-0,0012 ***	0,0004	-0,0012 ***	0,0004	-0,0012 ***	0,0004
Sector público	0,0084	0,0136	0,0074	0,0136	0,0073	0,0135
Tiempo parcial	-0,2962 ***	0,0131	-0,2961 ***	0,0130	-0,2966 ***	0,0130
Desocupado año previo	-0,0542 ***	0,0160	-0,0547 ***	0,0159	-0,0559 ***	0,0159
Antigüedad laboral						
Antigüedad (años)	0,0081	0,0066	0,0072	0,0066	0,0067	0,0066
Antigüedad ²	-0,0008	0,0006	-0,0007	0,0006	-0,0007	0,0006
Antigüedad: 10 o más años	0,0230	0,0208	0,0183	0,0212	0,0174	0,0212
Estado de salud (subjetivo)						
Estado salud: muy bueno	-0,0052	0,0067	-0,0054	0,0067	-0,0051	0,0066
Estado salud: malo / regular	-0,0290 ***	0,0083	-0,0292 ***	0,0082	-0,0293 ***	0,0082
Vive en pareja	0,0298 ***	0,0105	0,0277 **	0,0135	0,0285 **	0,0134
Tasa de paro regional	-0,0018	0,0007	-0,0017 **	0,0007	-0,0016 **	0,0007
Log. salario en t-1	-0,9862 ***	0,0126	-0,9871 ***	0,0125	-0,9867 ***	0,0125
Constante	9,5525 ***	0,1412	9,5460 ***	0,1420	9,5411 ***	0,1417
NT	7649		7649		7649	
N	2285		2285		2285	
σ_u	0,2694		0,2793		0,2806	
σ_e	0,1578		0,1577		0,1575	
P	0,7445		0,7582		0,7603	
χ^2 (test de Hausman)	0,9926		10,1479		10,3700	
Grados de libertad	9		7		7	

Notas: tc: Formación a tiempo completo.
tp*nh: Formación a tiempo parcial * número de horas semanales (número de horas total del curso).
***: coeficiente significativo al 1%, **: al 5%, *: al 10%.

En las otras especificaciones, a las variables de incidencia del aprendizaje se añaden *proxies* de la cantidad de la misma, haciendo variar algo los resultados. Así, al añadir la duración medida en días de los dos tipos de formación (especificación 2), esta nueva variable no ejerce influencia alguna sobre el crecimiento salarial de

los hombres, y deja de ser significativo el efecto negativo de la formación no financiada. Queda, sin embargo, prácticamente inalterado el efecto de la formación financiada. En el caso de las mujeres, se obtiene que la formación autofinanciada sí tiene un efecto positivo sobre la evolución de sus salarios, pero que tal efecto disminuye a medida que aumenta la duración de la tal formación¹⁰. Esto parece explicar por qué las mujeres presentan una incidencia mucho mayor de formación autofinanciada, que puede ser una alternativa para obtener incrementos salariales elevados si la formación que proporcionan las empresas, como muestran los resultados, no lo consiguen.

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 se mantiene el efecto positivo de la incidencia del aprendizaje financiado, aunque las nuevas variables de intensidad siguen sin tener efecto alguno. Para las mujeres, los resultados son también parecidos a los de la especificación anterior, y el efecto positivo de la formación autofinanciada disminuye cuanto más se alarga el curso si éste es a tiempo parcial. Es decir, cuantas más horas se dediquen a la formación menor es el rendimiento que ésta proporciona, lo que parece sugerir que aunque adquirir formación tenga un efecto positivo, de alargarse demasiado, el esfuerzo dedicado a la misma puede poner en peligro el aumento de productividad o su aprovechamiento en el empleo.

En resumen, 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. La falta de efecto en el caso de las mujeres puede deberse quizás a comportamientos discriminatorios por parte de las empresas, relacionado con la existencia de un “techo de cristal” que limite el crecimiento salarial a partir de ciertos niveles para las mujeres. También es posible que las empresas intenten recuperar los costes de la formación con más rapidez que en el caso de los hombres, retrasando o aminorando el incremento salarial correspondiente a la mejora en productividad por miedo a que un abandono de sus trabajadoras les produzca la pérdida de la inversión.

Salvo la excepción señalada en el caso de las mujeres, se comprueba un perfil bastante plano del crecimiento salarial en función de la duración de la formación, lo que 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 equiva-

¹⁰ Las variables de duración en esta especificación, al estar divididas por 100, representan cientos de días. Así, el punto en el que el curso empezaría a afectar negativamente al crecimiento salarial se sitúa algo por encima de los 200 días.

lentes, 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 tienen 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 4,9% y un 5,9% 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 efectos apreciables 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. Tampoco, sin embargo, parece que deban aceptar una penalización en forma de decremento salarial, lo que es destacable. En cuanto al rendimiento de la movilidad voluntaria, éste 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 cualquier caso, esto pone de manifiesto una debilidad del mercado laboral español, dada la relativamente elevada tasa de temporalidad que presenta.

Por otra parte, 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. Dada la preponderancia en nuestro mercado de trabajo del empleo en empresas de tamaño moderado¹¹, esto parece ilustrar una limitación del mercado a

¹¹ Según se observa en la Tabla A1 del anexo, un 63% de los asalariados de la muestra trabajan en establecimientos de menos de 100 trabajadores. No obstante, debe recordarse que las definiciones de tamaño de empresa utilizadas en este trabajo, motivadas por el diseño del PHOGUE, no coinciden con las que habitualmente sirven para definir las PYMES en la economía española.

la hora de proporcionar oportunidades de ascenso a los trabajadores. Finalmente, puede observarse que el resto de variables tienen el efecto esperado, siendo los resultados similares a los habitualmente encontrados en la literatura sobre determinación de salarios.

6. 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, 1994-2001). 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.

Los resultados muestran que la formación a lo largo de la vida laboral ejerce una influencia positiva sobre el crecimiento salarial de los trabajadores. Así, los hombres experimentan un incremento salarial superior en algo más de un 1% si reciben formación pagada u organizada por sus empresas. A su vez, las mujeres pueden aumentar con mayor rapidez sus salarios si realizan actividades formativas por su cuenta, aunque este crecimiento salarial parece peligrar a medida que aumenta el tiempo dedicado a estas actividades. Por tanto, uno de los factores que deberían tener en cuenta las políticas públicas para fomentar la productividad de los trabajadores y, como consecuencia, la competitividad de las empresas, sería el fomento de la inversión en la adquisición de habilidades propias del empleo, mientras que los detalles de los resultados parecen orientar el cómo deberían programarse esas inversiones (por ejemplo, evitando que consuman demasiado tiempo).

Por otra parte, las estimaciones señalan una escasa influencia de las medidas de intensidad de la formación en el crecimiento salarial, sea ésta medida en días totales o en horas de formación. Esto hace poner en duda la capacidad informativa de este tipo de variables, probablemente muy vulnerables a errores de memoria, lo que sugiere la necesidad de continuar investigando este tema con metodologías distintas y otras fuentes de datos más precisas.

En cuanto a otros determinantes del crecimiento salarial, destaca el hecho de que, independientemente del sexo, el crecimiento salarial sea mayor para los trabajadores que han cambiado de empleo voluntariamente, es decir, con intención de encontrar uno mejor. Dado que, además, no se observa una penalización para los que cambiaron de empleo involuntariamente, esto sugiere que la movilidad laboral externa actúa como mecanismo de ajuste de trabajadores y empleos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACEMOGLU, Daron y PISCHKE, Jörn S. (1999): "The Structure of Wages and Investment in Imperfect Labor Markets". *Journal of Political Economy*, 107 (3): pp. 539-572.
- ALBERT, Cecilia; GARCÍA SERRANO, Carlos y HERNANZ, Virginia (2004): "Firm-Provided Training and Temporary Contracts". *Spanish Economic Review*, 7 (1): pp. 67-88.
- ALBERT, Cecilia; GARCÍA SERRANO, Carlos y HERNANZ, Virginia (2005): *Los Determinantes de la Formación en la Empresa y sus Rendimientos*. Comunicación presentada en las VI Jornadas de Economía Laboral, Alicante, julio 2005.
- ARULAMPALAM, Wiji; BOOTH, Alison L. y BRYAN, Mark L. (2010): "Are there asymmetries in the effects of training on the conditional male distribution?". *Journal of Population Economics* 23 (1), pp. 251-272.
- BASSANINI, Andrea; BOOTH, Alison L.; BRUNELLO, Giorgio; DE PAOLA, Maria; LEUVEN, Edwin (2005): *Workplace Training in Europe*, IZA DP No. 1640.
- 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. 222-229.
- BLAU, Francine D. y KHAN, Lawrence M. (1996): "International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces". *Journal of Political Economy*, 104 (4): pp. 791-837.
- BOOTH, Alison L. y BRYAN, Mark L. (2007): "Who Pays for General Training in Private Sector Britain?". *Research in Labor Economics*, 26, pp. 85-123.
- BOOTH, Alison L.; FRANCESCO, Marco y ZOEGLI, Györfi (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 NAVARRO, M^a Lucía (2003): "Consecuencias Pecuniarias de la Movilidad Voluntaria". *Estadística Española* 152: pp. 135-161.
- CAPARRÓS, Antonio; NAVARRO, M^a Lucía y RUEDA, Mario F. (2004a): "Efectos de la temporalidad sobre la formación recibida durante el empleo". *Cuadernos de Economía*, 27 (74): pp. 51-73.
- CAPARRÓS, Antonio; NAVARRO, M^a Lucía y RUEDA, Mario F. (2004b): "Gender Wage Gaps and Job Mobility in Spain". *International Journal of Manpower*, 25 (3-4): pp. 264-278.
- CAPARRÓS, Antonio; NAVARRO, M^a Lucía y RUEDA, Mario F. (2009): "Análisis de la incidencia y duración de la formación laboral financiada por empresas y trabajadores". *Cuadernos de Economía*, 32 (89), pp. 83-111.
- DE LA RICA, Sara; DOLADO, Juan J. y LLORENS, Vanesa (2008): "Ceilings or floors? Gender wage gaps by education in Spain". *Journal of Population Economics*, 21 (3), pp. 751-776.
- FRAZIS, Harley y LOEWENSTEIN, Mark A. (2005): "Reexamining the Returns to Training: Functional Form, Magnitude, and Interpretation". *The Journal of Human Resources* 40 (2), pp. 453-476.
- 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.
- HECKMAN, James J. (1979). "Sample selection bias as a specification error". *Econometrica*, 47 (1): pp. 153-161.
- KEITH, Kristen y McWILLIAMS, Abigail (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.
- LEUVEN, Edwin y OOSTERBEEK, Hessel (2008): "An alternative approach to estimate the wage returns to work-related training", *Journal of Applied Econometrics* 23, pp. 423-434.
- LYNCH, Lisa M. (1992): "Private sector training the earnings of young workers". *The American Economic Review*, 82 (1), pp. 299-312.
- MINCER, Jacob (1974): *Schooling, Experience and Earnings*. Columbia University Press, Nueva York.
- PERAITA, Carlos (2000): "Características de la Formación en la Empresa Española". *Papeles de Economía Española*, nº 86, pp. 295-307.

ANEXO

TABLA A1
 Descripción de las variables explicativas utilizadas en el análisis.

Variable	Unidad medida	Hombres		Mujeres	
		Media	Err. Est.	Media	Err. Est.
Educación	(años)	9,1922	4,0293	10,9131	4,0983
Experiencia	(años)	21,8090	12,4093	17,1627	11,2001
Experiencia ² /10		62,9611	61,5844	41,9983	47,7452
Sector público		0,2368	0,4251	0,3432	0,4748
Tiempo parcial		0,0134	0,1151	0,1013	0,3018
Desocupado año previo		0,0304	0,1718	0,0471	0,2118
Formación	(referencia: sin formación)				
Financiada		0,1021	0,3028	0,1242	0,3298
No financiada		0,0371	0,1891	0,0693	0,2540
Duración (financiada)		5,8283	41,4443	8,7746	47,8430
Duración (no financiada)		6,6390	46,4954	13,5382	67,4239
Duración (financiada*tc)	(días)	1,2515	17,4312	1,3711	21,4846
Duración (no financiada*tc)	(días)	2,4059	30,0061	4,1653	36,9353
Duración (financiada*tp*nh)	(horas en total)	39,7286	397,2820	47,1816	329,2620
Duración (no financiada*tp*nh)	(horas en total)	41,1862	401,2886	82,3907	560,1106
Movilidad laboral	(referencia: sin movilidad)				
Movilidad voluntaria		0,0308	0,1729	0,0218	0,1461
Movilidad involuntaria		0,0405	0,1971	0,0456	0,2087
Movilidad otros		0,0136	0,1160	0,0101	0,0998
Contrato temporal		0,2561	0,4365	0,2692	0,4436
Tamaño del establecimiento	(referencia: 100 o más trab.)				
Hasta 19 trabajadores		0,3814	0,4857	0,3811	0,4857
20 a 99 trabajadores		0,2499	0,4330	0,2562	0,4366
Antigüedad laboral					
Antigüedad (años)		1,7225	2,5227	2,0767	2,6597
Antigüedad ²		9,3307	19,1130	11,3859	20,4747
Antigüedad: 10 o más años	(variable binaria)	0,4577	0,4982	0,3834	0,4863
Estado de salud (subjetivo)	(referencia: bueno)				
Estado salud: muy bueno		0,2160	0,4116	0,2245	0,4173
Estado salud: malo / regular		0,1614	0,3679	0,1673	0,3733
Vive en pareja		0,7477	0,4344	0,5981	0,4903
Tasa de paro regional		17,3901	5,9198	16,6117	5,7658
Log. salario en t-1	(pts. 1992)	11,7673	0,4699	11,5395	0,5330

Notas: tc: Formación a tiempo completo.

tp*nh: Formación a tiempo parcial * número de horas semanales (número de horas total del curso).

