

Formación laboral y salarios en España: Nueva evidencia empírica*

M^a Lucía Navarro Gómez

Mario F. Rueda Narváez

Universidad de Málaga

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

e-mail: l_navarro@uma.es ; mfrueda@uma.es

El mercado laboral español se enfrenta actualmente a graves retos y problemas, derivados no sólo de la actual crisis, sino también de la competencia a nivel internacional con países emergentes con menores costes laborales que ponen de manifiesto las debilidades estructurales de nuestra economía. Ante esta situación, cobra importancia la necesidad de elaborar políticas que fomenten una formación laboral efectiva, con el doble fin de mantener una fuerza de trabajo productiva y un tejido empresarial competitivo. La evidencia empírica sobre los efectos positivos que tiene esta formación laboral para los trabajadores es aún escasa y fragmentaria en España, debido en parte a que no abundan las fuentes de datos con información suficiente como para abordar los rendimientos de estas inversiones.

El principal objetivo de este trabajo es evaluar el rendimiento en el mercado laboral de las distintas actividades formativas efectuadas por los trabajadores, mediante distintas especificaciones del modelo de ganancias de Mincer (1974). Para ello, aprovecha los datos de la Encuesta sobre la Participación de la Población Adulta en las Actividades de Aprendizaje (EADA, INE 2007). Los resultados obtenidos de la estimación del rendimiento salarial muestran que, efectivamente, la realización de inversiones en formación mediante cursos de cualquier tipo tiene un efecto positivo en el nivel salarial de los trabajadores, cuando se hacen por motivos laborales.

Keywords: Formación laboral, salarios, rendimientos del capital humano

1 Introducción

El mercado laboral español se enfrenta actualmente a graves retos y problemas, derivados no sólo de la actual crisis, sino también de la competencia a nivel internacional con países emergentes con menores costes laborales que ponen de relieve las debilidades estructurales de nuestra economía. El reciente aumento de las tasas de paro realza, además, la necesidad de

* 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.

contar con una fuerza laboral más productiva que permita a las empresas ser competitivas a nivel internacional y así crear empleo. En este sentido, la investigación en economía laboral muestra que el capital humano es un elemento clave a la hora de otorgar habilidades o destrezas a los individuos, que les permiten aumentar su productividad. Más allá de las inversiones en educación formal, que suelen realizarse durante los primeros años de vida y antes de ingresar en el mercado de trabajo, la formación continua a lo largo del ciclo de vida laboral cumple un papel esencial para mantener actualizados los conocimientos de la fuerza de trabajo (Lynch, 1992), facilitando el acceso a trayectorias laborales ascendentes (Blau y Khan, 1996).

Desde una perspectiva teórica, las inversiones en formación efectuadas por los trabajadores se consideran, desde el trabajo de Becker (1964), como un tipo de capital humano que implica sacrificar recursos actuales a cambio de la esperanza de obtener una mayor productividad en el futuro, con la particularidad de que se simultanea con la actividad laboral. En este modelo original, basado en mercados competitivos de trabajo y capital, surgía 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, por lo que sería el trabajador el interesado en financiarla. 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, por lo que es posible que la formación sea financiada por el empleador, que podría después recuperar su coste reduciendo el salario por debajo de la productividad marginal (apropiándose así del rendimiento de la formación). Esta distinción, sin embargo, se difumina al introducirse imperfecciones en el mercado, particularmente asimetrías en la información sobre la verdadera productividad del trabajador. Así, 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 el aprendizaje pueda ser teóricamente aprovechado 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 del aprendizaje sean compartidos por empresa y trabajador.

Desde un punto de vista empírico, la idea básica que subyace al análisis de los rendimientos salariales de la formación laboral es la de comprobar la principal predicción o supuesto de cualquier modelo de capital humano: esto es, que las inversiones realizadas redundan posteriormente en incrementos en productividad. Sin embargo, verificar este comportamiento es difícil, puesto que la productividad de los trabajadores no suele ser observada en las fuentes de datos habituales. Ante esta limitación, la 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. 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 o no esta actividad, de modo que suelen utilizarse indicadores de incidencia del aprendizaje en las ecuaciones salariales estimadas.

Es limitada aún la evidencia empírica sobre este tema para el mercado español, debido probablemente a la escasez de fuentes estadísticas adecuadas. En este sentido, Albert y otros (2005), con datos del PHOGUE (INE, 1995-2001), presentan evidencia mixta sobre los rendimientos salariales de la formación, ya que ésta se asocia a un mayor nivel salarial, si bien al considerar su posible endogeneidad (a partir de un modelo de efectos fijos para datos de panel) la influencia sobre el crecimiento salarial resulta nula. Con la misma fuente estadística, Caparrós y otros (2010) analizan el efecto de las inversiones en formación sobre el incremento salarial, distinguiendo según sean pagadas por la empresa o no. Utilizando métodos de variables instrumentales, muestran que existe un efecto positivo sobre el crecimiento salarial para los hombres si la formación ha sido pagada por su empleador, mientras que en el caso de las mujeres tal efecto sólo existe en el caso de la formación autofinanciada.

A nivel internacional, por otra parte, existen numerosos artículos dedicados a estimar el rendimiento de la formación laboral. 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 nivel o el crecimiento salarial. 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, encontrando una influencia positiva de la formación en el nivel salarial. 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, midiendo 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 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 artículo propone un nuevo método para tratar el posible sesgo de selección que habría si las características inobservadas que afectan a los salarios de los que se forman difieren sistemáticamente de las del resto de trabajadores. En efecto, a partir de una encuesta propia de

trabajadores holandeses, se distinguen a los participantes en cursos formativos de aquéllos que, pese a tener intención de hacerlos, no pudieron asistir por cuestiones fortuitas. Argumentando que los dos grupos deben parecerse bastante en términos de características no observables relacionadas con los salarios y la formación, la comparación de las ganancias de ambos colectivos muestra un rendimiento de la formación muy bajo y no significativo. Esto se presenta 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 del PHOGUE (1994-1999) en diez países de la UE referidos a varones asalariados en el sector privado, estiman regresiones cuantílicas con el objetivo de identificar efectos asimétricos en distintas partes de la distribución salarial. Sus resultados indican que en la mayoría de los países, incluyendo España, existe un influjo positivo de la formación, si bien su magnitud es variable de país a país.

En la investigación que presentamos aquí se proporciona nueva evidencia empírica sobre el rendimiento salarial de las inversiones formativas en el mercado español. Para ello, se usan los datos procedentes de la Encuesta sobre la Participación de la Población Adulta en las Actividades de Aprendizaje (EADA; INE, 2007), una fuente estadística específicamente dedicada a recopilar información sobre este tipo de actividades entre los adultos. Gracias a la estimación de diversas ecuaciones de ganancias se evalúa el rendimiento de varios tipos de formación para los trabajadores, controlando por sus distintas características.

El resto del trabajo se estructura como sigue: El siguiente epígrafe detalla la fuente de datos y la creación de las variables utilizadas en los análisis. El tercero describe brevemente las distintas ecuaciones de ganancias a estimar, discutiéndose a continuación los resultados obtenidos del modelo. Finalmente, la cuarta sección presenta las principales conclusiones.

2 Datos y variables

Como se ha indicado, los datos utilizados para esta investigación proceden de la EADA (INE, 2007). La encuesta se dirige al concepto más amplio de aprendizaje a lo largo de la vida, que incluye cualquier tipo de educación o estudio que realicen los adultos, tenga o no motivaciones laborales. Al limitarse al aprendizaje de adultos, la edad de los encuestados se sitúa entre los 25 y los 75 años¹. Entre los objetivos concretos, la encuesta busca identificar a los individuos que se embarcan en actividades de aprendizaje, y conocer la naturaleza de éste y sus consecuencias, tanto en términos laborales como personales. Conceptualmente, considera tres fuentes de aprendizaje: educación formal, educación no formal y aprendizaje informal, de las cuales recoge información relativa a los 12 últimos meses. En los dos primeros casos, en los que

¹ Esto contrasta con el criterio habitual de fuentes como la EPA o el PHOGUE de investigar a individuos desde los 16 años en adelante.

se centra el presente trabajo, la enseñanza está institucionalizada, con una relación clara profesor-alumno, una metodología, un calendario, etc. El aprendizaje informal, sin embargo, aunque intencionado, se realiza sin tal organización. La diferencia entre educación formal y no formal, a su vez, consiste en que la primera se dirige a la adquisición de alguna titulación oficial y la segunda no.

Por lo que se refiere a la educación formal y no formal, se analizan con detalle hasta tres actividades de cada tipo, preguntándose a los encuestados si el motivo de la formación fue laboral. Esto nos permite crear dos variables para identificar a los trabajadores con formación, ya sea ésta formal o no formal, pero con intención de mejorar laboralmente y no por otros motivos.

Los efectos de la formación serán medidos mediante su influencia sobre el salario en el empleo actual, información que también aparece en la encuesta. Concretamente, utilizamos el logaritmo natural del salario neto como variable dependiente. Junto a ella, la encuesta también proporciona otras características habitualmente empleadas en la literatura sobre determinantes salariales. Así, los regresores usados para la estimación de los salarios individuales pueden dividirse en características personales y del empleo/empresa. En el primer grupo, consideramos: el nivel educativo, tabulado en 8 categorías a partir de una serie de indicadores binarios; una medida de experiencia potencial (calculada como la edad menos el número de años necesarios para alcanzar cada nivel educativo, incluyendo 6 años previos a la escolarización²) en forma cuadrática; una *dummy* para aquéllos que se encontraban no ocupados un año antes de la entrevista; el sexo del trabajador; y dos indicadores binarios para inmigrantes de países desarrollados (principalmente procedentes de la UE-15) y otro para el resto de extranjeros. En cuanto a las características del empleo, éstas consisten en: nivel ocupacional a un dígito (10 categorías); sector de actividad de la empresa (13 grupos); tamaño del establecimiento, en 4 tramos (hasta 10 trabajadores, de 11 a 19, 20 a 49 y 50 o más); antigüedad laboral en forma cuadrática; y dos indicadores binarios para asalariados con jornada parcial y contrato temporal.

Para la formación laboral, se incluyen los dos indicadores citados: realización de cursos de enseñanza oficial y otros cursos de educación no formal, siempre que se citen motivos laborales para ello. Como se ha indicado antes, a la hora de estimar el efecto de estas variables en el salario, es posible que los resultados estén sesgados si los asalariados que se forman tienden a diferir sistemáticamente del resto en características inobservadas que afecten a los salarios, como pueden ser la motivación, habilidades innatas o similares. Para intentar corregir

² A partir de la información de la EADA podría, en principio, construirse una variable más precisa para la experiencia potencial, dado que existe una pregunta sobre la edad a la que realmente se finalizaron los estudios. Sin embargo, algo más de un 15% de la muestra no proporciona esta información. En cualquier caso, se ha comprobado que, para los casos en los que sí se pueden construir ambas medidas, los datos son extremadamente similares.

esta posibilidad, añadimos a las variables de formación un indicador para aquellos trabajadores que, pese a no participar en ninguna actividad, responden que sí tuvieron interés en hacerlo. Por tanto, nos situamos en una línea parecida a la de Leuven y Oosterbeek (2008), intentando comparar a trabajadores dispuestos a formarse pero que no pudieron hacerlo con los que sí pudieron, y ver así si se puede admitir que sus características inobservadas son parecidas. Los estadísticos descriptivos de todas las variables utilizadas en el análisis aparecen en la Tabla A1 del Anexo.

Una vez eliminadas las observaciones que no corresponden a asalariados, así como aquéllas con valores perdidos en algunas de las variables del análisis, disponemos de una muestra de 5.178 trabajadores por cuenta ajena. La Tabla 1 muestra la distribución de las variables de formación, así como indicadores salariales para los distintos grupos considerados.

Tabla 1: Distribución de la muestra y salarios logarítmicos según tipo de formación

| | Observaciones | Porcentaje | log(salario) | |
|---------------|---------------|------------|--------------|------------|
| | | | media | desv. Típ. |
| Sin Formación | 3.413 | 65,91 | 6,9195 | 0,4458 |
| Formación | 1.765 | 34,09 | 7,1605 | 0,4170 |
| No formal | 1.659 | 32,04 | 7,1591 | 0,4163 |
| Sí formal | 173 | 3,34 | 7,1791 | 0,4216 |
| Total | 5.178 | 100 | 7,0017 | 0,4509 |

Nota: 67 trabajadores presentan ambos tipos de formación, por lo que los porcentajes y observaciones suman algo más del total.

Como puede apreciarse, un poco más de un tercio de los asalariados declaran haber abordado algún tipo de actividad formativa por motivos laborales en el año previo. De éstos, la inmensa mayoría fueron cursos no formales, es decir, no conducentes a un título oficial, algo que hacen un 32% de los asalariados. Por otra parte, un 3% compatibilizan su empleo con cursos formales. En cuanto a los salarios recibidos por estos individuos, el valor medio es bastante más alto cuando existe formación, una diferencia de 0,24 en logaritmos que se traduce en un salario un 27% superior para este tipo de trabajadores. Por supuesto, esto bien podría deberse a la concurrencia, junto a estas inversiones, de otras características que aumenten la productividad, como pueden ser un mayor nivel educativo u ocupacional³, de modo que sólo una parte de esta diferencia salarial se deba realmente al efecto de la formación, lo que veremos en el próximo epígrafe.

Para conocer quiénes son los trabajadores que realizan cursos, la Tabla 2 recoge la incidencia de estas actividades por motivos laborales atendiendo a algunas características de interés, bien de tipo personal o del empleo. Así, en la parte izquierda puede comprobarse que el

³ De hecho, existe bastante evidencia en este sentido. Ejemplos para el caso español son Peraita (2000) y Caparrós y otros (2009).

porcentaje de asalariados inscritos en algún tipo de formación es claramente creciente con respecto al nivel educativo, desde una incidencia de apenas el 15% entre trabajadores con estudios primarios o inferiores hasta superar el 50% entre los titulados universitarios. Aunque este resultado es descriptivo, parece sugerir que existe un alto grado de complementariedad entre el nivel educativo y la formación a lo largo de la vida. Este hecho puede deberse tanto a que mayores estudios preparen a las personas a seguir estudiando, como a que las habilidades que en un primer momento ayudan a adquirir un mayor nivel educativo también ayuden a aprovechar enseñanzas durante la vida adulta. En cualquier caso, en la medida en que ambos tipos de capital humano repercutan en incrementos salariales, esta complementariedad implica que la formación tenderá a ampliar las desigualdades iniciales en renta, antes que servir como un mecanismo para mejorar las ganancias de los menos favorecidos. Esto se refuerza si se añade la evidencia sobre la ocupación. En efecto, en este caso la proporción de trabajadores formados en el último año supera de nuevo el 50% en los tres primeros niveles (directivos, profesionales y técnicos), mientras que desciende hasta una sexta parte entre los trabajadores no cualificados, lo que de nuevo indica que la formación tiende a ir a aquéllos en mejor posición inicial.

Tabla 2: Porcentaje de asalariados con formación laboral según distintas características de los trabajadores

| Variable | Porcentaje | Variable | Porcentaje |
|----------------------|------------|--------------------------------|------------|
| Nivel de estudios | | Ocupación | |
| Primario o inferior | 15.33 | Directivos | 55.64 |
| 1er nivel secundaria | 24.15 | Profesionales | 62.57 |
| FP grado medio | 31.97 | Técnicos | 53.47 |
| 2º nivel secundaria | 35.99 | Trabajadores administrativos | 37.15 |
| FP grado superior | 35.05 | Trab. cualificados servicios | 27.57 |
| Diplomado | 54.59 | Trab. cualificados agricultura | 28.21 |
| Licenciado | 57.10 | Trab. cualificados industria | 25.03 |
| Postgrado | 56.52 | Operadores de maquinaria | 26.00 |
| Edad | | Trabajadores no cualificados | 16.65 |
| 25 a 30 años | 35.73 | Fuerzas armadas | 38.00 |
| 31 a 40 años | 35.90 | Tamaño del establecimiento | |
| 41 a 50 años | 35.57 | Hasta 10 trabajadores | 22.58 |
| 50 o más | 27.07 | 11 a 24 trabajadores | 30.65 |
| Tipo de jornada | | 25 a 49 trabajadores | 35.79 |
| Tiempo completo | 35.76 | 50 o más trabajadores | 42.08 |
| Tiempo parcial | 21.77 | | |

En lo que respecta a los resultados de la edad y el tipo de jornada pueden interpretarse desde una óptica común. Así, para la primera se observa un brusco descenso de la incidencia de la formación a partir de los 50 años, con tasas estables en torno al 35% hasta esa edad. Esto es

razonable, dado que las inversiones son más rentables cuanto mayor sea el horizonte temporal en el que se puedan aprovechar, en cambio, al acercarse la edad de jubilación, el número de años en los que se podrán rentabilizar las nuevas habilidades se reduce. Algo parecido sucede con los asalariados a tiempo parcial, que sólo se forman en un 22% de los casos, frente al 36% de los que trabajan a tiempo completo. En esta ocasión, las empresas no tendrían especial interés en formar a trabajadores que dedican menos horas al empleo. Desde el punto de vista del trabajador, es posible que algunos estén ocupados a tiempo parcial precisamente para poder compatibilizar el trabajo con sus estudios, o que se formen para obtener un empleo a tiempo completo. Sin embargo, dada la menor incidencia de la formación para ellos, lo más razonable es pensar que la mayoría de estos asalariados prevén seguir en la misma situación y que, por tanto, no encuentren tan interesante como el resto adquirir nuevas habilidades para su empleo.

Finalmente, también es interesante el perfil creciente de la formación con respecto al tamaño del establecimiento (como aproximación al tamaño de la empresa). Este resultado es común en la literatura (ver, por ejemplo, por Booth y otros, 2003) y se han sugerido varias explicaciones posibles para este hecho. Así, puede ser que sólo las grandes empresas dispongan de suficiente infraestructura y recursos como para proporcionar cursos de manera regular, ya sea en sus propias instalaciones o a través de su adquisición en una empresa especializada. Por otra parte, al aumentar el tamaño de una organización lo hace asimismo la cantidad de puestos de mayor responsabilidad a cubrir, lo que hace necesario el uso de algún procedimiento de formación y selección, para lo que ese tipo de cursos puede resultar conveniente.

3 Resultados

En esta sección se presenta en primer lugar un modelo básico de la determinación de ganancias de los individuos, para luego ampliar el mismo con tres especificaciones alternativas de la variable de formación.

3.1 Modelo básico de ganancias

A fin de analizar el efecto de los dos tipos de inversiones formativas consideradas sobre la renta, planteamos estimar para la muestra de asalariados una ecuación de ganancias del estilo de Mincer (1974), ampliada para recoger algunos determinantes salariales adicionales. Esta ecuación es semilogarítmica y tiene la siguiente forma:

$$\ln y_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \alpha_1 \text{formal}_i + \alpha_2 \text{noformal}_i + \alpha_3 \text{intencion}_i + \varepsilon_i$$

donde y_i es el salario neto mensual; \mathbf{x}_i es el vector que recoge las características personales, del empleo y la empresa mencionadas en el epígrafe anterior; $\boldsymbol{\beta}$ es el vector de sus parámetros asociados; ε_i es una perturbación aleatoria normal, supuestamente no correlacionada con los regresores; las variables “formal” y “no formal” son indicadores binarios para los trabajadores

que han realizado cursos de educación formal y no formal, respectivamente; “intención” es una *dummy* para aquéllos que, habiendo respondido que no hicieron cursos, sí manifiestan que quisieron hacerlos. Los resultados de esta estimación aparecen en la Tabla 3.

Tabla 3: Resultado de la estimación de la ecuación de ganancias

| Variable | Coefficiente | Desv. típica | | t Student |
|--------------------------------|--------------|--------------|-----|-----------|
| Nivel educativo | | | | |
| 1er nivel secundaria | 0,0378 | 0,0144 | *** | 2,62 |
| FP grado medio | 0,0415 | 0,0190 | ** | 2,18 |
| 2º nivel secundaria | 0,1252 | 0,0178 | *** | 7,02 |
| FP grado superior | 0,1133 | 0,0191 | *** | 5,93 |
| Diplomado | 0,2126 | 0,0217 | *** | 9,80 |
| Licenciado | 0,2858 | 0,0225 | *** | 12,69 |
| Postgrado | 0,3842 | 0,0384 | *** | 10,01 |
| Experiencia | 0,0139 | 0,0017 | *** | 8,07 |
| Experiencia ² | -0,0002 | 0,0000 | *** | -7,15 |
| Mujer | -0,1775 | 0,0103 | *** | -17,31 |
| Nacionalidad | | | | |
| UE-15 y países desarrollados | 0,0776 | 0,0490 | | 1,58 |
| Resto países | -0,0238 | 0,0181 | | -1,32 |
| Ocupación | | | | |
| Directivos | 0,4705 | 0,0309 | *** | 15,24 |
| Profesionales | 0,3687 | 0,0241 | *** | 15,28 |
| Técnicos | 0,2647 | 0,0196 | *** | 13,51 |
| Trabajadores administrativos | 0,1176 | 0,0177 | *** | 6,63 |
| Trab. cualificados servicios | 0,1157 | 0,0169 | *** | 6,84 |
| Trab. cualificados agricultura | 0,0121 | 0,0401 | *** | 0,30 |
| Trab. cualificados industria | 0,1344 | 0,0166 | | 8,12 |
| Operadores de maquinaria | 0,1425 | 0,0201 | *** | 7,08 |
| Fuerzas armadas | 0,2825 | 0,0468 | *** | 6,03 |
| Sector de actividad | | | | |
| Agricultura | -0,0556 | 0,0292 | * | -1,90 |
| Construcción | 0,0547 | 0,0172 | *** | 3,18 |
| Comercio | -0,0564 | 0,0172 | *** | -3,28 |
| Hostelería | 0,0207 | 0,0222 | | 0,93 |
| Transportes | 0,0516 | 0,0205 | ** | 2,52 |
| Intermediación financiera | 0,1115 | 0,0278 | *** | 4,00 |
| Servicios a empresas | -0,0456 | 0,0210 | ** | -2,17 |
| Administración pública | -0,0007 | 0,0181 | | -0,04 |
| Enseñanza | -0,0499 | 0,0213 | ** | -2,34 |
| Sanidad | -0,0423 | 0,0201 | ** | -2,1 |
| Otros servicios | -0,1098 | 0,0224 | *** | -4,89 |
| Servicio doméstico | -0,0890 | 0,0305 | *** | -2,91 |

(continúa)

Tabla 3: Resultado de la estimación de la ecuación de ganancias (conclusión)

| Variable | Coefficiente | Desv. típica | | t Student |
|-----------------------------|--------------|--------------|-----|-----------|
| Tamaño del establecimiento | | | | |
| 11 a 24 trabajadores | 0,0559 | 0,0148 | *** | 3,78 |
| 25 a 49 trabajadores | 0,0655 | 0,0136 | *** | 4,82 |
| 50 o más trabajadores | 0,1188 | 0,0113 | *** | 10,53 |
| Antigüedad | 0,0046 | 0,0016 | *** | 2,91 |
| Antigüedad ² | 0,0000 | 0,0000 | | 0,53 |
| Tiempo parcial | -0,4183 | 0,0142 | *** | -29,54 |
| Temporal | -0,0866 | 0,0116 | *** | -7,49 |
| Desocupado en el año previo | -0,1990 | 0,0384 | *** | -5,18 |
| Formación laboral | | | | |
| Formal | 0,0425 | 0,0242 | * | 1,75 |
| No formal | 0,0531 | 0,0098 | *** | 5,40 |
| No formación pero intención | -0,0187 | 0,0156 | | -1,20 |
| Constante | 6,5964 | 0,0301 | *** | 219,33 |
| N | 5.178 | | | |
| R2 | 0,5542 | | | |
| Σ | 0,3023 | | | |

Nota: El trabajador de referencia es un hombre español con estudios primarios o inferiores, ocupado como trabajador no cualificado en la industria en un establecimiento de 10 o menos trabajadores, con un contrato indefinido a tiempo completo que no realizó formación por motivos laborales ni tampoco hubiera querido hacerlo.

*** Coeficiente significativo al 1%; ** al 5%; * al 10%

Antes de abordar el análisis de los efectos de la formación, se comentan brevemente los resultados más relevantes del resto de controles incluidos en la estimación de los salarios. En lo que respecta a los diversos indicadores de capital humano, y comenzando con las variables educativas, se puede observar el habitual efecto positivo de la educación en los salarios, con efectos significativos y en general crecientes para los distintos niveles de enseñanza (la referencia son los trabajadores con estudios primarios o inferiores). Así, en el extremo superior se sitúan los titulados universitarios con estudios de postgrado (incluyendo doctorado), los cuales tienen un salario mensual que supera en casi un 50% a los del nivel de referencia y un 10% mayor al de los licenciados, siendo esta última diferencia, además, significativa. Desde el punto de vista teórico, este tipo de resultado es predicho por la teoría del Capital Humano (Becker, 1964), según la cual esta educación formal consiste en inversiones que hacen los individuos en su persona y que provocan un aumento de su productividad y, por tanto, del salario que pueden obtener en un mercado de trabajo competitivo. Predicciones similares se derivan también de la conocida como teoría de la señalización o del filtro (Arrow, 1973; Spence, 1973), que propone que las empresas sencillamente utilizan las credenciales educativas como un filtro para separar a los trabajadores más productivos del resto, sin que el mayor salario tenga que deberse a que la educación realmente otorgue una mayor productividad. Desde un punto de vista empírico, es difícil distinguir cuál de las dos teorías es cierta, ya que producen

similares consecuencias. Se cual sea el sustento teórico, con este resultado está relacionado asimismo el perfil observado de un efecto creciente en los salarios del nivel ocupacional, un indicador fuertemente correlacionado con el nivel educativo. En este caso, la categoría de referencia son los trabajadores no cualificados, y los mayores salarios corresponden a los grupos directivos de empresas y de la Administración, que cobran un 60% más que la referencia, seguidos de los profesionales, que ganan un 44% por encima de los trabajadores no cualificados.

También es común y esperado el resultado en cuanto a la experiencia potencial, con un perfil creciente del salario a medida que aumenta el tiempo pasado en el mercado de trabajo, si bien este crecimiento se atenúa mediante el coeficiente negativo de la variable al cuadrado. Este efecto está relacionado con el coeficiente igualmente positivo y significativo de la antigüedad laboral, medida como los años transcurridos con el mismo empleador, si bien para esta variable no se aprecia un perfil cuadrático, sino sólo lineal. En ambos casos, el argumento explicativo se basa en que con el paso del tiempo el trabajador va adquiriendo habilidades que le ayudan a mejorar su productividad, siendo unas aplicables en cualquier empresa (cuyo efecto intenta medir la experiencia laboral) o bien sólo en la actual (cuyo efecto recoge antigüedad). Por otra parte, se observa una penalización salarial de un 18% para los asalariados que se encontraban parados o inactivos un año antes de la entrevista, lo que puede deberse bien a una depreciación de su *stock* de capital humano ocurrida como consecuencia de haber estado ausentes del empleo, o bien a que estos trabajadores envíen una mala señal sobre su productividad a sus nuevas empresas, especialmente si han pasado bastante tiempo desocupados.

Asimismo, existen penalizaciones salariales para las mujeres y los asalariados con contratos temporales. En el primer caso, esto suele explicarse por la existencia de discriminación salarial de género (evidencia en este sentido para España puede encontrarse en De la Rica y otros, 2007). En el caso de los trabajadores temporales, podría estar actuando tanto un componente discriminatorio como una falta de compromiso de ambas partes si éstas ven la relación laboral como inestable. Finalmente, es interesante comprobar la ausencia de efectos significativos en el caso de los trabajadores extranjeros, especialmente los inmigrantes procedentes de países en vías de desarrollo. Esto sugiere, tal y como argumentan Simón y otros (2008), que las diferencias salariales observadas entre españoles y extranjeros pueden atribuirse en su mayoría a diferencias en características productivas y laborales en vez de a una verdadera discriminación.

Pasando ahora al efecto de las variables formativas, los resultados muestran que, *ceteris paribus*, realizar algún tipo de actividad de aprendizaje por motivos laborales provoca un aumento en el salario de un 4,3% o un 5,4%, dependiendo de si se trata de cursos de educación formal o no. Aunque el primer efecto es algo menor, un test de Wald no muestra que sean

significativamente distintos entre sí. Este resultado sugiere que, efectivamente, existe un efecto salarial significativo y de magnitud considerable para los trabajadores envueltos en actividades de aprendizaje, lo que es consistente con la hipótesis de que ese aprendizaje los hace realmente más productivos y, por tanto, merecedores de una mayor remuneración. En cuanto a la posibilidad de un sesgo debido a que los asalariados con formación también reúnan algunas características por las cuales son más productivos, la variable incluida para intentar identificar tal efecto no parece apoyar esta teoría. Así, los trabajadores que quisieron formarse pero no pudieron hacerlo, en principio deberían compartir esas características inobservables, pues muestran una similar disposición. Sin embargo, para ellos no se observa un mayor salario en comparación con los trabajadores que ni se formaron ni declararon haber tenido intención de hacerlo. Por tanto, nuestro resultado es distinto al obtenido por Leuven y Oosterbeek (2008), que no encontraban diferencias significativas entre el efecto del aprendizaje y la intención de formarse, si bien su variable de control era más específica, pudiendo identificar sólo a los que no participaron en el curso elegido por razones fortuitas, y no por cualquier motivo, como es nuestro caso.

3.2 Modelos alternativos

Con el fin de explorar en mayor profundidad este efecto de la formación, se plantean a continuación tres especificaciones alternativas a la ecuación inicial. Su objetivo principal consiste en comprobar la robustez de nuestros resultados y la existencia de matices en la influencia del aprendizaje. En primer lugar, se añaden a los regresores utilizados indicadores de participación en cursos (formales y no formales) para los que los trabajadores citan motivos no laborales. Esto permitirá comprobar si estas últimas inversiones, aunque en principio no encaminadas a mejorar su posición como asalariados, aumentan de alguna manera las habilidades productivas de los individuos. En segundo lugar, y también partiendo de la especificación inicial detallada en la Tabla 3, añadimos interacciones de las dos variables formativas con la existencia de un título universitario. Así, dada la relación comprobada en la sección anterior entre educación y formación, esto permitirá responder a la pregunta de si los rendimientos del aprendizaje son iguales para todos los niveles educativos. Finalmente, en una tercera especificación aprovecharemos la información detallada de la EADA sobre el número de actividades en las que participan los asalariados en el caso de la educación no formal⁴. Los resultados de estas alternativas aparecen en la Tabla 4.

⁴ Para los cursos de educación formal, aunque la encuesta recoge la participación hasta en 3 de ellos, la cantidad de observaciones es mínima (por ejemplo, sólo hay 16 individuos con más de un curso en el último año), por lo que los resultados de una estimación de este estilo serían anecdóticos y difícilmente interpretables.

En cuanto a las motivaciones para realizar los cursos, la primera especificación muestra que, manteniéndose los resultados respecto a los que se realizan por motivos laborales, cuando no tienen esa motivación, o bien no ejercen influencia en los salarios (cursos formales) o bien tienen una influencia negativa (cursos no formales). Esto indica, por tanto, que el aprendizaje no laboral no influye positivamente en las habilidades productivas de los trabajadores. El efecto negativo en el caso de los cursos no formales, además, sugiere que el tiempo y las energías dedicados a estas actividades pueden incluso afectar negativamente al desempeño laboral.

Tabla 4: Resultados de especificaciones alternativas para el efecto de las actividades de formación en la ecuación de ganancias

| Especificaciones / Variables | Coficiente | Desv. Típica | | t Student |
|--|------------|--------------|-----|-----------|
| 1. Motivación laboral no laboral | | | | |
| Formal (laboral) | 0,0408 | 0,0243 | * | 1,68 |
| Formal (no laboral) | -0,0129 | 0,0242 | | -0,53 |
| No formal (laboral) | 0,0469 | 0,0101 | *** | 4,64 |
| No formal (no laboral) | -0,0445 | 0,0172 | *** | -2,59 |
| No formación pero intención | -0,0252 | 0,0157 | | -1,6 |
| 2. Interacción con título universitario | | | | |
| Formal | 0,0568 | 0,0423 | | 1,34 |
| Formal*universidad | -0,0172 | 0,0514 | | -0,33 |
| No formal | 0,0396 | 0,0116 | *** | 3,41 |
| No formal*universidad | 0,0440 | 0,0205 | ** | 2,15 |
| No formación pero intención | -0,0183 | 0,0156 | | -1,18 |
| 3. Nº cursos no formales | | | | |
| Formal | 0,0452 | 0,0243 | * | 1,86 |
| Número de cursos no formales | | | | |
| 1 | 0,0401 | 0,0112 | *** | 3,58 |
| 2 | 0,0641 | 0,0168 | *** | 3,82 |
| 3 o más | 0,1029 | 0,0217 | *** | 4,74 |
| No formación pero intención | -0,0186 | 0,0156 | | -1,19 |

Nota: Se incluyen en estos tres modelos, además, los controles adicionales presentes en la Tabla 3. Resultados completos disponibles a solicitud del lector.

*** Coeficiente significativo al 1%; ** al 5%; * al 10%

Al incluir interacciones de los dos tipos de formación laboral considerada con la educación universitaria, desaparece el efecto de la educación formal, independientemente del nivel educativo del asalariado. Para los cursos no formales, sin embargo, existe un efecto en los salarios de los trabajadores sin educación universitaria (un 4% más que para los trabajadores equivalentes sin formación) y, además, esta formación tiene un efecto adicional de un 4,5% en caso de que el trabajador posea un título universitario. Es decir, no sólo la formación es más frecuente a medida que aumenta el nivel educativo, sino que también es mejor aprovechada por los que tienen mayor educación. Este resultado, por tanto, reforzaría el papel de las inversiones formativas como un amplificador de las desigualdades salariales iniciales.

Finalmente, un último contraste de sensibilidad consiste en dividir a los asalariados que realizaron cursos no formales con la intención de mejorar en su trabajo en grupos, dependiendo del número de cursos realizados. La EADA recoge información sobre hasta 10 de estas inversiones pero, dada la escasez de observaciones con más de 3 cursos en el último año, agrupamos a estos individuos junto a los que realizaron exactamente 3. A priori, esta variable debería tener un efecto creciente, pues parece lógico identificar varios cursos como una mayor inversión que la que representa uno solo. Sin embargo, tampoco sería descartable esperar un efecto en el sentido contrario; es decir, a medida que se dedican más recursos a la formación, disminuyen el tiempo y el esfuerzo que es posible dedicar al trabajo, incluso aunque la formación sea una inversión laboral. Lo que los resultados muestran es que prevalece la primera interpretación, pues los coeficientes de los indicadores binarios para el número de cursos son mayores cuanto más cursos se hayan realizado, desde un aumento del 4,1% en los salarios para los que hacen un curso hasta el 10,8% de premio asociado a los que realizan tres o más. Esto parece sugerir que el número de cursos efectivamente mide la magnitud de la inversión, y que ésta obtiene, al menos en este tipo de cursos, unos rendimientos suficientemente rápidos como para notarse en el plazo de un año. Aún así, cabe señalarse que, de entre estos tres coeficientes, sólo el primero y el tercero (uno frente a tres o más cursos) son significativamente distintos entre sí.

4 Conclusiones

El objetivo de este trabajo era aportar nueva evidencia empírica sobre el rendimiento salarial de las inversiones en formación laboral en España. Para ello, se ha utilizado información extraída de la reciente Encuesta sobre la Participación de la Población Adulta en las Actividades de Aprendizaje (EADA; INE, 2007). A partir de tales datos es posible construir las variables habitualmente utilizadas en la literatura sobre discriminación de salarios, incluyendo varios indicadores para los individuos que participaron en cursos de enseñanza por motivos laborales, fueran estos cursos formales (conducentes a un título oficial) o no. Con la intención de evitar posibles sesgos de selección que surgirían si existen características inobservables que afecten positivamente tanto a los salarios como a la formación, se incluye además un indicador para trabajadores dispuestos a formarse pero que no pudieron hacerlo. La intuición es que este grupo debería parecerse en términos de características inobservables a los que realmente invirtieron en su propio aprendizaje.

Los resultados muestran que, efectivamente, el realizar cursos por motivos laborales implica un mayor salario esperado, independientemente de que estos cursos fueran o no de educación formal. No existen, sin embargo, diferencias salariales significativas a favor o en contra de los trabajadores que intentaron formarse sin hacerlo finalmente, lo que es compatible

con la ausencia de sesgos en las estimaciones. Posteriormente, la estimación de especificaciones alternativas señala que el resultado de los cursos de educación no formal es aún más beneficioso para los titulados universitarios, lo que refuerza la conclusión de que la formación tiende a amplificar las diferencias salariales de salida. También se comprueba un efecto positivo asociado a la cantidad de formación (medida por el número de cursos), mientras que las actividades de aprendizaje que se realizaron sin motivación laboral no sólo no aumentan el salario sino que pueden llegar a disminuirlo, probablemente por llevar a retraer tiempo y esfuerzo del empleo asalariado.

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 (2005): "Los Determinantes de la Formación en la Empresa y sus Rendimientos". Comunicación presentada en las VI Jornadas de Economía Laboral, Alicante, Julio 2005.
- Arrow, Kenneth J. (1973): "Higher education as a filter," *Journal of Public Economics*, 2(3), pp. 193-216.
- Arulampalam, Wiji, Alison L. Booth y Mark L. Bryan (2010): "Are there asymmetries in the effects of training on the conditional male distribution?". *Journal of Population Economics* 23 (1), pp. 251-272.
- 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.
- 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., 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.
- 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*, 32 (89), pp. 83-111.
- Caparrós, Antonio, M^a Lucía Navarro y Mario F. Rueda (2010): "Rentabilidad salarial de la formación laboral: un análisis con datos de panel", *Estudios de Economía Aplicada*. Próxima publicación.

- De la Rica, Sara, Juan J. Dolado y Vanesa Llorens (2008): “Ceilings or floors? Gender wage gaps by education in Spain”. *Journal of Population Economics*, 21 (3), pp. 751-776.
- Frazis, Harley y Mark A. Loewenstein (2005): “Reexamining the Returns to Training: Functional Form, Magnitude, and Interpretation”. *The Journal of Human Resources* 40 (2), pp. 453-476.
- Leuven, Edwin y Hessel Oosterbeek (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, EEUU.
- Peraita, Carlos (2000): “Características de la Formación en la Empresa Española”. *Papeles de Economía Española*, nº 86, pp. 295-307.
- Simón, H., E. Sanromá y R. Ramos (2008): “Labour Segregation and Immigrant and Native-Born Wage Distributions in Spain: an Analysis Using Matched Employer-Employee Data”. *Spanish Economic Review*, 10(2), pp. 135-168.
- Spence, A. Michael (1973): “Job Market Signaling”, *Quarterly Journal of Economics*, 87(3), pp. 355-374.

Tabla A1: Estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en las regresiones, según grupo de formación

| Variable | Sin formación | | Con Formación | |
|-----------------------------------|---------------|--------------|---------------|--------------|
| | Media | Desv. Típica | Media | Desv. Típica |
| Ln(salario) | 6,9195 | 0,4458 | 7,1605 | 0,4170 |
| <i>Nivel de estudios</i> | | | | |
| Primario o inferior | 0,2347 | 0,4238 | 0,0822 | 0,2746 |
| 1er nivel secundaria | 0,2549 | 0,4359 | 0,1569 | 0,3638 |
| FP grado medio | 0,0973 | 0,2964 | 0,0884 | 0,2839 |
| 2º nivel secundaria | 0,1318 | 0,3384 | 0,1433 | 0,3505 |
| FP grado superior | 0,1146 | 0,3185 | 0,1195 | 0,3245 |
| Diplomado | 0,0753 | 0,2639 | 0,1751 | 0,3801 |
| Licenciado | 0,0797 | 0,2709 | 0,2051 | 0,4039 |
| Postgrado | 0,0117 | 0,1076 | 0,0295 | 0,1691 |
| Experiencia | 25,0258 | 11,8817 | 21,2159 | 10,4753 |
| Mujer | 0,4448 | 0,4970 | 0,4555 | 0,4982 |
| <i>Nacionalidad</i> | | | | |
| Español | 0,8989 | 0,3014 | 0,9620 | 0,1911 |
| UE-15 y países desarrollados | 0,0094 | 0,0964 | 0,0040 | 0,0629 |
| Resto países | 0,0917 | 0,2887 | 0,0340 | 0,1813 |
| <i>Ocupación</i> | | | | |
| Fuerzas armadas | 0,0091 | 0,0949 | 0,0108 | 0,1032 |
| Directivos | 0,0173 | 0,1304 | 0,0419 | 0,2005 |
| Profesionales | 0,0554 | 0,2287 | 0,1790 | 0,3835 |
| Técnicos | 0,0902 | 0,2866 | 0,2006 | 0,4005 |
| Trabajadores administrativos | 0,1462 | 0,3534 | 0,1671 | 0,3732 |
| Trab. cualificados servicios | 0,1609 | 0,3675 | 0,1184 | 0,3232 |
| Trab. cualificados agricultura | 0,0164 | 0,1271 | 0,0125 | 0,1110 |
| Trab. cualificados industria | 0,1904 | 0,3927 | 0,1229 | 0,3285 |
| Operadores de maquinaria | 0,0867 | 0,2815 | 0,0589 | 0,2355 |
| Trabajadores no cualificados | 0,2274 | 0,4191 | 0,0878 | 0,2830 |
| <i>Sector de actividad</i> | | | | |
| Agricultura | 0,0431 | 0,2030 | 0,0193 | 0,1375 |
| Industria | 0,2159 | 0,4115 | 0,1745 | 0,3795 |
| Construcción | 0,1143 | 0,3182 | 0,0737 | 0,2613 |
| Comercio | 0,1316 | 0,3381 | 0,0878 | 0,2831 |
| Hostelería | 0,0686 | 0,2527 | 0,0363 | 0,1870 |
| Transportes | 0,0621 | 0,2414 | 0,0578 | 0,2334 |
| Intermediación financiera | 0,0208 | 0,1427 | 0,0504 | 0,2189 |
| Servicios a empresas | 0,0589 | 0,2355 | 0,0550 | 0,2280 |
| Administración pública | 0,0815 | 0,2736 | 0,1354 | 0,3423 |
| Enseñanza | 0,0530 | 0,2241 | 0,1541 | 0,3612 |
| Sanidad | 0,0607 | 0,2387 | 0,1082 | 0,3107 |
| Otros servicios | 0,0501 | 0,2182 | 0,0431 | 0,2030 |
| Servicio doméstico | 0,0396 | 0,1949 | 0,0045 | 0,0672 |
| <i>Tamaño del establecimiento</i> | | | | |
| Hasta 10 trabajadores | 0,3355 | 0,4722 | 0,1892 | 0,3917 |
| 11 a 24 trabajadores | 0,1260 | 0,3319 | 0,1076 | 0,3100 |
| 25 a 49 trabajadores | 0,1635 | 0,3699 | 0,1762 | 0,3811 |
| 50 o más trabajadores | 0,3750 | 0,4842 | 0,5269 | 0,4994 |
| Antigüedad | 9,4858 | 9,7340 | 10,3660 | 9,5666 |
| Tiempo parcial | 0,1421 | 0,3492 | 0,0765 | 0,2659 |
| Desocupado en el año previo | 0,0135 | 0,1153 | 0,0113 | 0,1059 |
| Educación no formal | 0,0000 | 0,0000 | 0,9399 | 0,2377 |
| Educación formal | 0,0000 | 0,0000 | 0,0980 | 0,2974 |
| Nº de observaciones | | 3.413 | | 1.765 |