

# EFECTOS DE LAS POLÍTICAS DE FORMACIÓN A DESEMPLEADOS\*

F. JAVIER MATO DÍAZ  
BEGOÑA CUETO IGLESIAS  
Universidad de Oviedo

Mientras el gasto en políticas activas de empleo ha crecido significativamente durante los últimos años en España, la efectividad de estas políticas dista de ser suficientemente conocida. Esta investigación parte de la idea de que estas medidas no suponen beneficios indiscutibles, como se ha demostrado a través de diversos trabajos realizados en otros países, y analiza los efectos de una de las actividades más importantes, la formación a personas desempleadas. El artículo refleja los resultados de una investigación aplicada en una comunidad autónoma española, realizada a partir de una evaluación de los demandantes de un programa voluntario de formación. Los efectos estimados son positivos en el corto y el medio plazo, aunque modestos, en relación con el acceso al empleo y con el tiempo trabajado, mientras que no se observan efectos significativos sobre la situación laboral ni sobre los ingresos. Estos resultados son coincidentes con las investigaciones realizadas en otros países.

*Palabras clave:* desempleo, evaluación de políticas activas de mercado de trabajo, formación, *propensity score matching*.

*Clasificación JEL:* J24, J68.

**D**urante los últimos quince años las políticas activas de mercado de trabajo han experimentado un importante crecimiento en España a través de un proceso en el que destaca el significativo impulso de la formación no reglada para el empleo. Las medidas de formación de desempleados y de personas ocupadas han proliferado y constituyen ya un referente común de la política de empleo, al igual que ocurre en los países de nuestro entorno europeo. La formación se ha convertido en una necesidad social cuya satisfacción parece ineludible por parte de la política pública, que lleva a cabo los planes formativos desde diferentes niveles del Estado y a través de organismos diversos. Genéricamente, la formación tiene por objeto la mejora de las perspectivas de empleo de la población activa. Más concretamente y desde un punto de vista económico, el desarrollo de la política de formación se ha visto favorecido porque promueve el aumento de la productividad y, en lo que respecta a los desempleados, estimula la oferta de trabajo y contribuye al ajuste entre ésta y la demanda de trabajo.

---

(\*) Los autores agradecen los comentarios realizados por los profesores Luis Garrido y Miguel Ángel Malo Ocaña y por dos evaluadores anónimos.

Los indicadores de gasto en el conjunto de las políticas activas muestran cómo en España se ha pasado del 0,33% del PIB en 1985 al 0,87% en 2002, lo que supone un aumento sobresaliente y un acercamiento a los niveles de gasto de la Unión Europea, pues en ese período la media comunitaria ha evolucionado ligeramente desde el 0,84% de 1985 hasta el 1% en 2002 [OCDE (2005)]. El gasto en formación ocupacional y continua se ha multiplicado por diez en España durante esos años, ascendiendo en 2002 al 0,22% del PIB y casi alcanzando la media de la UE del 0,25% del PIB. De la estructura del gasto se puede concluir que se distribuye casi a partes iguales entre formación a desempleados y formación continua.

Por lo que respecta a los participantes en las políticas formativas, no existen datos que puedan considerarse completos sobre el número de asistentes a cursos no reglados en nuestro país. Por un lado, la variedad de instituciones que protagonizan cursos y la multitud de programas formativos dificulta la estimación del número de personas en formación. Por otro lado, la corta pero también heterogénea duración de los cursos impide que estadísticas como la EPA capten los sucesos formativos con el rigor suficiente. De las diversas fuentes existentes se desprende, no obstante, el significativo incremento de los participantes en formación en nuestro país. Las estimaciones de la OCDE cifran en el 11% de la población activa la proporción de nuevos participantes en programas formativos durante 2002, mostrando un fuerte incremento desde 1990, cuando esa magnitud ascendía al 1,9%. Dicho aumento correspondería principalmente a un incremento de la formación continua, que también queda reflejado en los datos de participantes de la Fundación para la Formación Continua (FORCEM)<sup>1</sup>. Respecto a la formación para desempleados, la diversidad de agentes y de programas dificulta también la obtención de series fiables de participantes, pero puede manejarse la cifra de 500.000 personas desempleadas/año en formación durante los últimos años noventa<sup>2</sup>.

El citado proceso expansivo de las políticas formativas choca con la escasez de trabajos académicos sobre la efectividad empírica de los distintos programas. Así, el objetivo de este trabajo consiste en estimar la eficacia de la política de formación ocupacional a través de un análisis microeconómico. Esta orientación microeconómica de la investigación tiene que ver con la carencia de este tipo de trabajos sobre el impacto de la formación en nuestro país, en contraste con la relativa proliferación de publicaciones sobre esta materia. Por una parte se dispone de investigaciones de tipo macroeconómico sobre las políticas activas de mercado de trabajo [Davía *et al.* (2001)] que muestran que, mientras el conjunto de estas medidas no tienen incidencia sobre la reducción del desempleo, entre los distintos componentes de las políticas activas, la formación es la única medida con una influencia positiva sobre el flujo de salida del desempleo hacia la ocupación. Respecto a los análisis de tipo microeconómico podemos citar a Mato (2002) y a Arellano (2005). El primero evalúa un programa de formación cuyo resultado muestra efec-

---

(1) Los trabajadores formados a través de esta institución habrían pasado de ser 294.210 en 1993 hasta alcanzar la cifra de 1.335.054 personas en 1997, en un proceso de multiplicación de acciones formativas, horas y empresas participantes [VV.AA. (2000, págs. 67-69)].

(2) Esta estimación se obtiene de los datos de la OCDE de participantes en formación y coincide con la ofrecida por Sáez (1997, pág. 320).

tos positivos sobre el acceso al empleo y el tiempo trabajado, mientras que el segundo, que estudia el Plan de Formación e Inserción Profesional (FIP), encuentra efectos positivos sobre el acceso al empleo, especialmente para las mujeres<sup>3</sup>.

El análisis que se aborda en este artículo constituye una evaluación aplicada de los efectos de un programa de formación de desempleados, utilizando como grupo de control un grupo interno de solicitantes no aceptados en el programa, hecho que constituye una ventaja respecto a otros grupos de control en la medida en que permite reducir sustancialmente el sesgo de autoselección.

La estructura del trabajo es la siguiente: en primer lugar se repasan tanto los problemas metodológicos que suscita la evaluación de los efectos esperados de la formación como los resultados alcanzados en investigaciones realizadas en otros países. En segundo lugar se presentan los datos y fuentes y se lleva a cabo un análisis de los efectos de la formación –en el corto y en el medio plazo– sobre el acceso al empleo, sobre el tiempo de trabajo después de la participación en el programa y sobre los ingresos. El artículo finaliza presentando las principales conclusiones y sus implicaciones de política económica.

## 1. LA EVALUACIÓN DE LAS POLÍTICAS DE FORMACIÓN

### 1.1. *El problema de la evaluación y los métodos de evaluación*

Desde el punto de vista microeconómico, evaluar las políticas activas del mercado de trabajo implica obtener una medida de los efectos de la participación en un programa respecto a cuál habría sido la situación en caso de no participación, de modo que se puedan alcanzar conclusiones sobre la existencia de causalidad.

Si se denomina  $I$  a la participación en un programa, es decir, al tratamiento y  $O$  a la no participación, el resultado,  $Y$ , asociado a cada uno de los estados es  $Y_1$  e  $Y_0$ , respectivamente<sup>4</sup>. La ganancia derivada de la participación sería:  $\Delta = Y_1 - Y_0$ . El problema de la evaluación surge porque si la persona participa en el programa,  $Y_1$  es conocido y, si no participa, se conoce  $Y_0$ , pero es imposible conocer ambos resultados para el mismo individuo en el mismo momento. Los distintos métodos de evaluación tratan de construir el contrafactual. Para ello se redefine el proble-

---

(3) Existen otros trabajos de índole más cualitativa, como los que examinan las acciones formativas al repasar el conjunto de políticas de mercado de trabajo [Jimeno (1999), Sáez (1997)]; los que analizan la formación en el contexto de la política educativa en relación con el empleo [Garrido (1992)]; y los que incluyen a la formación como elemento influyente sobre los procesos de inserción laboral de los jóvenes [por ejemplo, García Espejo (1998)] o sobre las pautas de acceso al empleo y la promoción laboral en un entorno local [Lope *et al.* (2000)]. Una de las conclusiones reiteradas en ellos es la necesidad de realizar evaluaciones de los efectos de la formación, dada la escasez de investigaciones empíricas en España.

(4) La literatura tradicional sobre evaluación se centra en los efectos directos, es decir, el efecto de la participación en un programa definido como el efecto del programa sobre los participantes. No tiene en cuenta, por tanto, los efectos indirectos, derivados de factores ajenos a la participación directa (por ejemplo, impuestos pagados para llevar a cabo los programas). De esta forma, el *tratamiento* se entiende como el resultado de la participación,  $Y_1$ , y el *no tratamiento* como el resultado de la no participación,  $Y_0$ .

ma, pasando del nivel individual al nivel poblacional y, así, se estima el valor medio de  $D$  o algún aspecto de su distribución [Heckman *et al.* (1999)].

Entre los parámetros objeto de interés en la evaluación de políticas de mercado de trabajo, uno de los más habituales es el efecto del tratamiento sobre los tratados (*average effect of the treatment on the treated*, ATT)<sup>5</sup>, es decir,

$$E(Y_1 - Y_0|D = 1) = E(\Delta|D = 1),$$

donde  $D$  es una variable binaria que indica la participación [1] o no participación [0] en el programa. El parámetro ATT mide la ganancia media para las personas que eligieron participar en un programa respecto de la situación que habrían experimentado sin participar. El resultado para las personas que participaron en el programa,  $E(Y_1|D = 1)$ , es conocido, pero para poder calcular el efecto del tratamiento sobre los tratados también es necesario saber cuál habría sido el resultado si no hubieran participado,  $E(Y_0|D = 1)$ .

La comparación entre el grupo de participantes y el grupo de control permite obtener el efecto medio del tratamiento más un sesgo de selección que los distintos métodos tratan de eliminar o, al menos, minimizar:

$$\begin{aligned} E[Y|D = 1] - E[Y|D = 0] &= E[Y_1|D = 1] - E[Y_0|D = 0] = \\ &E[Y_1 - Y_0|D = 1] + \{E[Y_0|D = 1] - E[Y_0|D = 0]\} \end{aligned}$$

El método experimental soluciona el problema de la evaluación construyendo un grupo de control de forma aleatoria. Dado un grupo de solicitantes de un programa, la participación efectiva en el mismo se decide aleatoriamente, de forma que la misma es independiente de su efecto. La aleatoriedad asegura la dirección de la causalidad, evitando la correlación entre el tratamiento y las características –observables o inobservables– de los participantes y, con ello, el sesgo de selección [Burtless (1995)].

Algunos autores han defendido la validez del método experimental frente a otras alternativas no experimentales. LaLonde (1986), en un trabajo ya clásico, analizó con métodos experimentales y no experimentales el impacto de un programa de empleo y formación estadounidense (*National Supported Work Demonstration*) sobre los ingresos. LaLonde observó que las estimaciones experimentales son sustancialmente diferentes de las obtenidas con métodos no experimentales y que, en estos casos, los resultados cambian en función del grupo de control seleccionado y del método de análisis.

Sin embargo, el método experimental no está exento de problemas, fundamentalmente porque la validez de sus resultados depende de que la participación en el tratamiento sea efectivamente aleatoria. Heckman y Smith (1995) señalan que hay una gran divergencia entre las capacidades teóricas del método y sus re-

---

(5) Otros parámetros de interés utilizados en la evaluación de políticas son el efecto medio del tratamiento, el efecto medio del tratamiento sobre los no tratados o el efecto del tratamiento sobre agentes indiferentes a la participación [véase Blundell y Costa-Dias (2002)].

sultados prácticos<sup>6</sup>. Estos autores cuestionan el estudio de LaLonde (1986) advirtiéndole que los datos de los grupos de control no son suficientemente buenos (tienen un origen distinto al grupo de tratamiento y los ingresos no se miden de la misma forma) y que no utiliza los métodos econométricos adecuados.

Uno de los métodos no experimentales más utilizados recientemente es el método de emparejamiento (*matching*), cuyo objetivo es restablecer las condiciones de un experimento construyendo un grupo de comparación adecuado al grupo de tratamiento, siendo ambos grupos lo más similares posible en términos de sus características observables. La hipótesis básica es que el sesgo de selección se elimina si se condiciona en las variables observables  $X$  (Heckman *et al.*, 1998a). Por tanto, el resultado de la participación en un programa de empleo es el mismo para participantes y no participantes, una vez que se ha controlado por dichas variables observables:

$$\Pr(D = 1|Y_0, Y_1, X) = \Pr(D = 1|X), \text{ es decir, } (Y_0, Y_1) \perp D|X.$$

El sesgo de selección se deriva de las diferencias entre los individuos del grupo de tratamiento y del grupo de control y puede clasificarse en tres tipos: derivado de comparar individuos no comparables, es decir, con diferentes características observables; derivado de una diferente distribución de las características observables en los dos grupos, y derivado de características no observables. El método de emparejamiento trata de reducir estos sesgos de la siguiente forma: se comparan individuos comparables, para lo que se restringe la comparación al soporte común (*common support*); para tener en cuenta la diferente distribución de las características observables en el grupo de tratamiento y el grupo de control, se pondera cada individuo de manera que los dos grupos tengan la misma distribución de variables; y para reducir el sesgo basado en variables inobservables, los datos de los que se disponga deben ser lo más completos que se pueda. En este sentido, como señala Smith (2000): “mejores datos ayudan mucho”.

El método de emparejamiento puede ser difícil de llevar a cabo si se condiciona en muchas variables (implicaría encontrar pareja para todos los participantes entre los no participantes con las mismas características (sexo, edad, nivel de estudios, experiencia laboral, tiempo en desempleo, etc.). Para evitar este problema derivado de la dimensionalidad, Rosenbaum y Rubin (1983) propusieron condicionar en la probabilidad de asignación al tratamiento (*propensity score*), demostrando que si  $(Y_0, Y_1) \perp D|X$  y  $0 < P(X) < 1$ , donde  $P(X) = \Pr(D = 1|X)$ , entonces  $(Y_0, Y_1) \perp D|P(X)$ , es decir, el resultado de la participación en un programa de empleo es el mismo para participantes y no participantes, una vez que se ha

---

(6) Además de los inconvenientes éticos o del elevado coste de este tipo de métodos, otros problemas pueden afectar al carácter aleatorio del proceso. Así, si personas asignadas al grupo de tratamiento deciden no participar en el programa evaluado, o tanto participantes como no participantes abandonan el experimento, la composición de ambos grupos deja de ser aleatoria (sesgo de desgaste, *attrition bias*); el proceso de decisión aleatorio puede provocar que los participantes sean diferentes a quienes participarían con una selección no aleatoria (sesgo de aleatoriedad); las personas asignadas al grupo de control pueden acceder a programas semejantes (sesgo de sustitución); o el comportamiento del grupo experimental puede cambiar por causa de la observación y no por la participación en la medida evaluada (el conocido efecto *Hawthorne*).

controlado por las variables  $X$  o por la probabilidad de asignación,  $P(X)$ . Esta propiedad resulta muy útil cuando el número de variables  $X$  es muy alto, ya que reduce las características de cada persona en una única variable, de manera que se buscan las parejas del grupo de tratamiento en el grupo de comparación que tengan la misma probabilidad de asignación.

El principal supuesto del método de emparejamiento es la hipótesis de independencia condicionada,  $Y_0, Y_1 \perp X$ , según la cual una vez que se ha estimado la probabilidad de asignación, la participación en el programa evaluado es independiente del resultado en caso de no participación. Por ello, todas las variables que afectan la participación y el resultado en caso de no participación deben estar incluidas en la estimación de la probabilidad de asignación [Smith (2000)].

Por definición, las observaciones con tratamiento y sin tratamiento con el mismo valor de la probabilidad de asignación están en equilibrio, es decir, tienen la misma distribución dado el vector de variables  $X$ :  $D \perp X|P(X)$ . Así, para obtener la misma distribución de probabilidades de las variables  $X$  para individuos tratados y no tratados en muestras emparejadas, es suficiente emparejar exactamente en la probabilidad de asignación. Si la hipótesis de independencia condicionada se cumple para el vector de variables  $X$ , entonces también se cumple para la probabilidad de asignación:  $Y_0, Y_1 \perp P(X)$ .

La forma general de calcular el efecto medio del tratamiento para los tratados, ATT, es: 
$$ATT = \sum_{i \in \{D_i = 1 \cap S_{10}\}} \{y_i - \hat{y}_i\} \omega_i$$

Donde  $y_i$  es el resultado para un individuo  $i$  del grupo de tratamiento, mientras que es el resultado del individuo del grupo de comparación con el que se empareja el individuo  $i$  del grupo de tratamiento, que se calcula como: 
$$\hat{y}_i = \sum_{j \in C^0(p_i)} \omega_{ij} y_j.$$

En esta expresión,  $C^0(p_i)$  es un grupo de observaciones vecinas del individuo  $i$  del grupo de tratamiento, en el grupo de comparación y  $\omega_{ij}$ , es la ponderación de la observación  $j$  del grupo de comparación para formar una unidad comparable a la observación  $i$  del grupo de tratamiento [Blundell *et al.* (2003)].

Por último, en la expresión de cálculo del ATT,  $S_{10}$ , hace referencia al soporte común mientras que  $\omega_i$  es una ponderación igual a la inversa del número de tratados en  $S_{10}$ <sup>7</sup>. Es decir, el efecto medio del tratamiento para los tratados se calcula como la diferencia entre el resultado para los individuos del grupo de tratamiento y del grupo de control, teniendo en cuenta el número de individuos en la región común.

La probabilidad de asignación,  $P(X)$ , es una variable continua, por lo que resulta muy complicado (si no imposible) encontrar dos observaciones (en el grupo de tratamiento y en el de comparación) con el mismo valor. Esta es la razón por la que existen diferentes métodos de emparejamiento, que incluyen la posibilidad de hacer

---

(7) En algunos casos, hay valores de la probabilidad de asignación,  $P(X)$ , en la muestra de participantes para los que no existe ninguna observación con el mismo valor en la muestra de no participantes. Entonces, la densidad de la distribución de las dos muestras es diferente y el soporte común,  $S_{10}$ , (valores con observación en la muestra de participantes y de no participantes) no incluye todas las observaciones.

emparejamientos uno a uno o con una media ponderada de observaciones del grupo de comparación, así como la posibilidad de reemplazar la unidad de comparación.

Como se verá, dadas las características del grupo de control y los datos disponibles sobre participantes y no participantes, el uso del método de emparejamiento en esta investigación resulta adecuado<sup>8</sup>.

### *1.2. Resultados obtenidos en otros países*

La literatura empírica que analiza los efectos de la política formativa sobre los participantes se puede estructurar separando los trabajos experimentales de los no experimentales, correspondiendo los primeros a las últimas décadas y de forma predominante a programas llevados a cabo en EE.UU. Las características del mercado de trabajo norteamericano, muy liberalizado y con tasas de desempleo muy pequeñas, hacen que esta literatura se dedique a evaluar los efectos de la formación sobre los ingresos y no tanto sobre el empleo de los receptores de formación. Los ejercicios de evaluación en Europa, más escasos, han sido desarrollados en las últimas dos décadas, son predominantemente no experimentales e inciden especialmente en los efectos de la formación sobre el acceso al empleo de los beneficiarios. En las políticas europeas sobresale así el objetivo de que la formación contribuya a insertar a los participantes en el empleo, quizá dando por sentado que sus ingresos mejorarán con dicha inserción.

La abundante literatura sobre la evaluación de las políticas públicas de formación desarrollada en EE.UU. puede revisarse a través de los trabajos de Auspos *et al.* (1999), Friedlander *et al.* (1997) y Heckman *et al.* (1999). En lo que respecta a programas voluntarios, en las evaluaciones realizadas predominan los resultados positivos de la formación sobre los ingresos de los participantes, especialmente si se trata de mujeres adultas desempleadas y, en menor medida, cuando la formación recae sobre hombres adultos. No obstante, la magnitud de los efectos es muy modesta en términos generales.

Las estimaciones de efectos realizadas en Europa son más escasas y se han orientado en mayor medida hacia el estudio de los efectos de la formación sobre el empleo y menos hacia la evaluación de impactos salariales. La mayoría de los resultados son positivos, concluyendo la existencia de relaciones causales entre la formación y la variable tomada como objetivo en cada caso, sea ésta la probabilidad de acceso al empleo, el tiempo trabajado o la duración del período de paro, entre otras. Los escasos estudios dotados de cierto componente experimental no presentan diferencias significativas en relación con esta pauta general que muestra un impacto positivo de la formación [Raaum *et al.* (1994), Raaum y Torp (2002)].

La magnitud de los efectos es casi siempre de un orden modesto. No se suelen apreciar diferencias significativas en función del horizonte temporal de los efectos

---

(8) Varios autores han probado la capacidad de este tipo de métodos para obtener los mismos resultados que los métodos experimentales. Heckman *et al.* (1997, 1998) han estudiado los resultados obtenidos mediante la utilización de los estimadores de emparejamiento tradicionales y de corte transversal y en los últimos años se ha analizado el modelo de emparejamiento basado en la probabilidad de asignación al tratamiento. En Dehejia y Wahba (2002), Dehejia (2005) y Smith y Todd (2005a, b) también se analiza este tema.

(Breen, 1991), ni en función de los colectivos participantes, ni en términos de sexo, ni en términos de la edad de los receptores [Payne *et al.* (1996), Ackum (1991). Además, las escasas evaluaciones de los efectos salariales de la formación muestran resultados decepcionantes, ya que dichos efectos son insignificantes o negativos [Andrews *et al.* (1997), Regnér (2002) y Lechner (2000)] y, cuando se observan incrementos de los ingresos tras la formación, éstos se deben más al incremento de las horas trabajadas que a mayores salarios por hora [Payne (2000)]. En relación con la formación de colectivos más o menos desaventajados en el mercado de trabajo, esta distinción no suele estar disponible en la literatura europea, salvo excepciones [Zweimüller y Winter-Ebmer (1996)] ni cabe formular, por tanto, diagnósticos sobre los efectos relativos de los cursos para grupos de parados más y menos aventajados. Quizá la razón se encuentra en que, mientras en EE.UU. muchos de los programas de formación para el empleo se dirigen a grupos de población de baja cualificación y escasas habilidades, en los países europeos el abanico de beneficiarios está mucho más abierto, encontrando desde mujeres adultas que buscan una capacitación en su retorno al mercado de trabajo hasta jóvenes universitarios que acuden a los cursos para adquirir conocimientos que creen complementarios a sus carreras, pasando por todo tipo de desempleados. La magnitud del paro en Europa, en comparación con EE.UU., explicaría esta amplitud de la formación y la consiguiente dificultad para distinguir a grupos de participantes más desaventajados laboralmente.

## 2. UNA EVALUACIÓN DE LA FORMACIÓN A DESEMPLEADOS

### 2.1. Datos y fuentes

El origen de los datos utilizados en esta investigación se encuentra en un programa de formación de carácter regional cuyas características son: su provisión descentralizada, llevada a cabo por diferentes centros formativos mediante convenios o convocatorias públicas; su carácter gratuito para los participantes; y su acceso totalmente voluntario para las personas a quienes se dirigen los cursos formativos, en este caso los desempleados.

Los datos disponibles, de tipo individual y proporcionados por los gestores de la formación, corresponden por una parte a las personas formadas durante el año 1995. Por otra parte, la existencia de excesos de demanda de las medidas formativas ha permitido obtener datos adicionales referidos a solicitantes de la formación que, cumpliendo las condiciones de acceso a los cursos, no han podido acceder a la formación demandada por insuficiencia de plazas formativas.

A partir de los datos individuales citados se ha extraído información detallada sobre la formación recibida o demandada y sobre las variables relevantes para la investigación. Esta información se ha obtenido mediante dos encuestas a una muestra aleatoria simple de individuos: una de tipo presencial realizada en abril de 1997 y otra encuesta telefónica hecha en abril de 1998 a la misma muestra de individuos. Ambas encuestas se han dirigido a los participantes en las medidas formativas (en lo sucesivo, el grupo de tratamiento o de formación) y a los solicitantes que no pudieron acceder a los cursos (el grupo de comparación o de control). Para todas las personas encuestadas se ha obtenido información sobre su si-



tuación laboral en la semana anterior a las encuestas aplicando el criterio de la Encuesta de Población Activa. También se han obtenido datos sobre el nivel de estudios terminados, los estudios en curso y los ingresos personales netos, entre otros. Finalmente, se ha extraído información sobre los períodos previo y posterior al momento de la formación, referente a experiencia laboral (acceso a algún empleo, meses trabajados y meses en paro y buscando empleo).

El análisis de los datos se ha realizado después de aplicar varios filtros a una muestra inicial de 634 individuos: en primer lugar se han eliminado los casos de algunos sujetos que se encontraban trabajando en el momento de la formación<sup>9</sup> y en segundo lugar hemos prescindido de los participantes en cursos para los que no se dispone de datos sobre solicitantes<sup>10</sup>. La depuración de los datos ha dado como resultado que los tamaños respectivos de los grupos de formación y de comparación asciendan a 241 y 122 individuos, observándose un menor número de casos en la segunda encuesta (214 y 111 individuos, respectivamente).

Heckman *et al.* (1998b) señalan tres factores que contribuyen a reducir el sesgo de selección: que los datos provengan del mismo mercado laboral local, que las variables se hayan construido de la misma forma y que se incluya información sobre la historia laboral reciente. Los datos utilizados en este trabajo cumplen estas tres condiciones lo cual se debe, en parte, a que se trata de un grupo de control interno, formado por solicitantes no aceptados en la formación.

El origen del grupo de control es especialmente importante puesto que permite eliminar la incidencia del sesgo de autoselección, ya que tanto las personas que lo componen como las del grupo de formación han manifestado su interés en participar en las acciones formativas. Como señalan Bell *et al.* (1995) solicitar la participación en el programa revela que estas personas presentan ciertas características que muestran su búsqueda de ayuda para resolver su situación de desempleo. En algunas evaluaciones el grupo de control está formado por desempleados que podrían acceder a la formación pero que no la han solicitado, por lo que el efecto estimado incluye un sesgo de autoselección derivado del distinto interés en participar, el cual podría conducir a un distinto esfuerzo en la búsqueda de empleo. Por tanto, el efecto estimado podría derivarse de la participación en el programa o de las diferencias entre el grupo de tratamiento y el grupo de control reflejadas en el interés en formarse de unos frente a su ausencia en otros. En este caso, el hecho de que el grupo de control esté formado por solicitantes no admitidos elimina la posibilidad de este sesgo de autoselección. Además, la ausencia de mediación del Servicio Público de Empleo evita otro posible sesgo de selección: cuál es la presión de la Administración sobre los desempleados para que éstos se formen.

En resumen, el origen del grupo de control reduce sustancialmente el sesgo basado en variables inobservables, puesto que tanto participantes como no participantes han mostrado su interés en formarse. Para que el uso del método de emparejamiento sea adecuado, la selección de los individuos entre grupo de control y grupo de trata-

(9) Se trata de 43 casos, un 6,8% de la muestra total.

(10) En el diseño inicial del programa no se consideró explícitamente la construcción de un grupo de control de solicitantes rechazados por lo que la obtención de datos *ex post* dependió de que los centros hubieran mantenido estos datos. Esta información se obtuvo para un 36,3% de los cursos realizados.

miento debe realizarse sobre la base de variables observables. La cuestión es si los datos disponibles permiten asumir esta hipótesis. La selección de los participantes en la formación se realizó mediante diversas vías entre las que destaca una bastante genérica: la especialidad educativa del candidato al curso de formación. Otros criterios de selección citados por las instituciones formativas son, ordenados de mayor a menor utilización, exámenes y test psicotécnicos, lugar de residencia y motivación.

La disponibilidad de información muy completa sobre las características de participantes y no participantes permite incluir en la estimación de la probabilidad de asignación variables que recojan estos criterios de selección (principalmente el nivel educativo, la familia profesional del curso, la experiencia laboral y la zona de residencia). Existirían dudas sobre cómo incluir la motivación en la selección. Sobre este punto es importante señalar que, como ya se ha apuntado, la participación es voluntaria, por lo que todos los solicitantes han mostrado estar motivados para participar. Además, en la estimación se incluye una variable que indica la situación laboral previa. Aunque todos los solicitantes están registrados como desempleados, un porcentaje relevante de personas indicaron en la encuesta que no empleaban ningún método de búsqueda de empleo y, por ello, son calificadas como inactivas (principalmente por cursar estudios). Esta situación podría indicar que las personas solicitantes están motivadas para participar en la medida que tratan de formarse, pero podría afectar a la probabilidad de acceder a un empleo puesto que no realizan ningún proceso de búsqueda. En definitiva, los datos son lo suficientemente ricos para justificar la aplicación del método de emparejamiento<sup>11</sup>.

Los estadísticos descriptivos iniciales de los grupos de formación y de comparación aparecen en el cuadro 1. Se puede apreciar que las distribuciones según sexo, edad y estado civil son similares. Así, la participación de hombres y mujeres se distribuye casi al 50%; en cuanto a la edad, se observan tres grupos equilibrados (hasta los 25 años, de 25 a 29 y 30 o más años); y tres cuartas partes, tanto del grupo de tratamiento como del de control, son personas solteras. Sin embargo, existen diferencias en función del nivel educativo, con mayor presencia de estudios básicos en el grupo de comparación; de la experiencia laboral, con un mayor porcentaje de personas que habían trabajado previamente en el grupo de formación; y de la situación laboral previa, que nos indica una mayor proporción de inactivos en el grupo de tratamiento.

En cuanto a la distribución por zonas geográficas, existen datos para tres zonas, equilibrados entre los dos grupos y con una mayor representación de las personas residentes en la zona B, lo que podría explicarse por la mayor tasa de desempleo que se registra en esta zona. Por último, respecto a la distribución por familias profesionales de los cursos, predominan los relacionados con los servicios, si bien se aprecian diferencias entre el grupo de control y el grupo de formación. Así, en el primero hay una mayor proporción de personas que querían formarse en soldadura y en otros servicios, mientras que en el segundo son mayoría las que se forman en otra industria y en gestión.

---

(11) No obstante, siempre resulta complicado que estos datos recojan toda la información de algunas variables inobservables, lo que podría afectar a la estimación en el sentido de sobrevalorar ligeramente los efectos.

**Cuadro 1: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LOS GRUPOS  
DE FORMACIÓN Y DE COMPARACIÓN**

	Grupo de formación	Grupo de comparación	Total
Tamaño muestral	241	122	363
Distribución por sexos (%)			
Hombres	49,0	47,5	48,6
Mujeres	51,0	52,5	51,4
Distribución por edades (%)			
16-24 años	31,1	32,0	31,4
25-29 años	36,5	36,1	36,4
30-34 años	17,8	14,8	16,8
35 o más años	14,5	17,2	15,4
Estado civil (%)			
Soltero	76,3	75,4	76,0
Casado	22,0	18,0	20,7
Otro	1,7	6,6	3,3
Distribución por estudios terminados (%)			
Estudios básicos o menos	25,7	34,4	28,7
Formación profesional	30,7	25,4	28,9
BUP	18,7	14,8	17,4
Estudios Universitarios	24,9	25,4	25,1
Experiencia laboral anterior (% con ella)			
Con experiencia laboral previa	58,1	44,3	53,4
Situación laboral previa (%)			
Desempleado	76,8	86,9	80,2
Inactivo	23,2	13,1	19,8
Ingresos en el momento de la formación			
Ingresos medios (euros)	165,5	161,4	164,0
Distribución por zona geográfica (%)			
A	29,0	26,2	28,1
B	65,2	71,3	67,2
C	5,8	2,5	4,7
Familia profesional del curso (%)			
Soldadura	8,6	16,1	11,0
Otra industria	20,2	10,7	17,1
Gestión	27,5	23,2	26,1
Restauración	10,3	7,1	9,3
Otros servicios	33,4	42,9	36,5

Fuente: Elaboración propia.

## 2.2. Resultados a los 20 meses

La hipótesis principal es que la formación contribuye al acceso al empleo de los desempleados, bien porque les capitaliza, dotándoles de cualificaciones demandadas en el mercado; bien porque tiene una función de señal ante los empresarios, que valoran la motivación y capacidad de los formados en relación con otros candidatos al empleo; o bien por un conjunto de ambos factores, capitalización y señal. En este sentido, las variables objetivo son cuatro: la ocupación en la semana anterior a la encuesta, el acceso al empleo desde el momento de la formación hasta entonces, el tiempo de trabajo en ese mismo período y el diferencial de ingresos respecto al mes previo a la formación, que denominamos ingresos adicionales<sup>12</sup>. El método de emparejamiento utilizado es el método Kernel con soporte común<sup>13</sup>.

El cuadro 2 muestra los resultados obtenidos a partir de la primera observación, realizada a los 20 meses de la formación. En todos los casos, los resultados son mejores para el grupo de tratamiento con mayores tasas de empleo y mayor diferencial de ingresos (en el mes de la encuesta respecto al mes anterior a la formación), siendo las diferencias más favorables para los hombres que para las mujeres.

Cuadro 2: RESULTADOS BRUTOS A LOS 20 MESES

		Grupo de Tratamiento	Grupo de Comparación	Diferencia
Ocupación (%)	Total	29,5	25,4	4,1
	Hombres	33,1	29,3	3,8
	Mujeres	26,0	21,9	4,1
Acceso al empleo (%)	Total	65,1	41,0	24,1
	Hombres	70,3	43,1	27,2
	Mujeres	60,2	39,1	21,1
Tiempo de trabajo (meses)	Total	5,7	3,8	1,9
	Hombres	7,3	4,0	3,3
	Mujeres	4,2	3,6	0,6
Ingresos adicionales (euros)	Total	133,3	108,5	24,8
	Hombres	190,0	88,9	101,2
	Mujeres	78,3	124,3	-46,0

Fuente: Elaboración propia.

(12) Esta variable se calcula como la diferencia entre los ingresos mensuales netos en el mes en que se realiza la encuesta y en el mes anterior a la participación en el curso de formación.

(13) Como ya se ha señalado, hay otros métodos (vecino más cercano, métrica de Mahalanobis). No obstante, los resultados obtenidos apenas varían con el uso de uno u otro método. En los cuadros A.2 y A.3 del Anexo se pueden consultar algunos de estos resultados.

De estas diferencias a favor del grupo de tratamiento no podemos concluir un efecto positivo de la formación puesto que, como ya se ha visto, las características de participantes y solicitantes no aceptados son distintas y, por ello, podrían explicar al menos parte del mejor resultado de los primeros. Para obtener el efecto derivado exclusivamente de la formación se ha utilizado método de emparejamiento basado en la probabilidad de asignación<sup>14</sup>. Previamente se ha calculado esta probabilidad mediante un modelo *probit*. Aunque la estimación de este modelo es accesorio, la interpretación de sus coeficientes también nos proporciona información sobre qué personas tienen una mayor probabilidad de ser admitidos en el programa de formación evaluado (cuadro 3).

Los resultados nos indican que la situación laboral antes del curso determina la aceptación en las acciones formativas, mientras que la edad y el sexo no resultan variables significativas. Así, aquellas personas que tenían experiencia laboral o las que eran inactivas tienen una mayor probabilidad de participar.

La familia profesional del curso nos indica que es más factible que los solicitantes de formación relacionada con Industria, Gestión o Restauración sean aceptados. Por otra parte, los estudios también resultan una variable significativa, de forma que las personas con mayor nivel educativo tienen una mayor probabilidad de ser aceptadas. Este hecho resulta cuanto menos curioso ya que son las personas con estudios básicos las que probablemente tengan una mayor necesidad de formación. Sin embargo, son las que tienen una menor probabilidad de ser aceptadas.

El efecto de la formación se puede consultar en el cuadro 4. A partir de estas estimaciones no se puede afirmar que la formación se traduzca en un mayor empleo actual (en el momento de la encuesta), pues la ocupación de las personas formadas supera muy ligeramente a la del grupo de comparación y la diferencia (2,6% para el total) no es significativamente distinta de cero. Sí se traduce en un mayor acceso al empleo puesto que, en este caso, el efecto se sitúa por encima de los veinte puntos y resulta significativo, especialmente en el caso de los hombres.

Las diferencias entre las tasas de empleo y la experiencia laboral o acceso al empleo se explican porque las primeras toman como referencia una única semana, la anterior a la encuesta, mientras que la experiencia laboral posterior a la formación se ha podido producir durante una media de 20 meses. Los resultados sugieren que la inestabilidad en el empleo afecta de forma importante a todo el colectivo, pero más al grupo de formación ya que, entre las personas con experiencia laboral posterior al curso, quienes trabajan son una menor proporción que sus correspondientes en el grupo de comparación. Este dato sugiere, a su vez, que los efectos de la formación pueden ser más importantes a corto que a medio plazo, aunque los resultados estadísticos de las tasas de ocupación impiden alcanzar una conclusión firme. También hay que destacar la influencia positiva de la formación sobre el tiempo trabajado durante el período, aunque este efecto solamente resulta significativo para los hombres. Respecto a los ingresos, los diferenciales no resultan estadísticamente significativos, aunque sugieren un efecto positivo para los hombres y negativo para las mujeres.

---

(14) El programa utilizado para implementar el método de emparejamiento es el desarrollado por Becker e Ichino (2002). No obstante los resultados apenas cambian si se utiliza el correspondiente a Abadie *et al.* (2004) o a Leuven y Sianesi (2003).

Cuadro 3: ESTIMACIÓN DEL PROPENSITY SCORE (MODELO PROBIT)

	Total		Hombres		Mujeres	
	Coef.	Error estándar	Coef.	Error estándar	Coef.	Error estándar
Sexo (ref: mujer)	-0,077	0,176				
Estado civil: (ref: soltero)	0,246	0,208	0,343	0,366	0,216	0,267
Edad:						
Menos de 25	0,362	0,267	0,656	0,430	0,000	0,372
De 25 a 29	0,283	0,239	0,343	0,399	0,251	0,316
De 30 a 34	0,415	0,263	0,717*	0,429	0,289	0,351
Ref: 35 o más						
Estudios terminados:						
BUP, COU	0,495**	0,234	0,711**	0,346	0,187	0,355
Formación profesional	0,506**	0,204	0,594**	0,271	0,320	0,335
Universitarios	0,412*	0,230	0,396	0,358	0,248	0,344
Ref: estudios básicos						
Inactivo antes del curso (ref: parado)	0,523***	0,197	0,565**	0,266	0,585*	0,320
Experiencia laboral previa (ref: no)	0,491***	0,156	0,464*	0,242	0,453**	0,217
Zona A (ref: otra)	0,040	0,163	0,267	0,242	-0,152	0,236
Familia profesional:						
Soldadura	0,038	0,276	-0,126	0,321		
Otra industria	0,777***	0,254	0,532	0,323	1,082*	0,609
Gestión	0,455**	0,187	0,126	0,316	0,698***	0,254
Restauración	0,821***	0,299	0,953*	0,539	0,614	0,382
Ref: otros servicios						
Constante	-0,862	0,326	-1,077**	0,527	-0,542	0,438

\*\*\* Nivel de significatividad: 1%; \*\* Nivel de significatividad: 5%; \* Nivel de significatividad: 10%.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4: EFECTO MEDIO DEL TRATAMIENTO SOBRE LOS TRATADOS A LOS 20 MESES

	Total		Hombres		Mujeres	
	ATT	Err. Est	ATT	Err. Est	ATT	Err. Est
Ocupación	0,026	0,055	0,028	0,098	0,035	0,074
Acceso al empleo	0,222***	0,059	0,296***	0,095	0,179*	0,096
Tiempo de trabajo (meses)	1,79***	0,753	3,62***	1,316	0,48	1,061
Ingresos adicionales (€)	12,62	41,710	79,92*	59,510	-48,25	56,100

\*\*\* Nivel de significatividad: 1%; \*\* Nivel de significatividad: 5%; \* Nivel de significatividad: 10%.

Fuente: Elaboración propia.

### 2.3. Resultados a los 32 meses

En la línea que marcan los resultados de otros trabajos de evaluación ya citados, resulta de interés saber si los efectos de la formación se mantienen a lo largo del tiempo. Para evaluar la sostenibilidad de los efectos se analiza la segunda encuesta, realizada un año después que la primera, y que contribuye a aclarar algunos resultados y a matizar otros<sup>15</sup>. Una vez más se observa que las diferencias relevantes que arroja la comparación se refieren a la probabilidad de acceso a algún empleo después del momento de la formación, así como, entre los varones, a la proporción del tiempo activo trabajado (cuadro 5).

En el caso del acceso al empleo las diferencias son menores que en la primera encuesta, pues si entonces se situaban por encima del 20%, un año después alcanzan cifras en torno al 11%. Este resultado sugiere que los efectos de la formación sobre el empleo de sus beneficiarios, siendo positivos, son también decrecientes en el tiempo o poco sostenidos. Parece que la formación contribuye a encontrar empleo en el medio plazo, mientras que en el largo plazo (entre los 20 y los 32 meses después, en este caso) esos efectos tienden a disminuir. El mantenimiento de este efecto positivo de la formación sobre el acceso al empleo resulta, por otra parte, coherente con el ligero incremento del diferencial de tiempo trabajado promedio. Este aumento no supone un cambio en el orden de magnitud de los valores observados, lo que refuerza la idea de que los efectos sobre el empleo tienden a mantenerse en el tiempo. En relación con esta variable hay que destacar que son los hombres quienes causan las diferencias citadas, mientras las mujeres no muestran un impacto significativo de la formación. Respecto a los efectos sobre los ingresos adicionales, son positivos y significativos en el caso de los hombres.

En general, los efectos estimados son mayores para los hombres que para las mujeres, en oposición a los resultados de Arellano (2005), que los estima a los 12 meses. Aunque las comparaciones son complicadas, puesto que los métodos de evaluación utilizados y el horizonte temporal son distintos, dada la coincidencia geográfica, al menos parcial, las diferencias podrían explicarse por las distintas

(15) Los resultados brutos pueden consultarse en el cuadro A.1 del Anexo.

características de los programas, especialmente la intervención del Servicio Público de Empleo en el caso del plan FIP<sup>16</sup>. Esta intervención hace más difícil hablar de la voluntariedad del acceso a la formación y, por tanto, más precisa la corrección del sesgo, que podría ser diferente para hombres y para mujeres. Raaum y Torp (2002) han señalado la importancia de la autoselección puesto que, si no se tiene en cuenta, el efecto de la formación tiende a sobreestimarse. La abundancia relativa de mujeres en la población desempleada puede explicar un mayor acceso a la formación de las mujeres, que participarían principalmente de forma voluntaria, lo que podría sobreestimar el efecto de la formación para ellas respecto a la estimación obtenida para los hombres.

Cuadro 5: EFECTO MEDIO DEL TRATAMIENTO SOBRE LOS TRATADOS A LOS 32 MESES

	Total		Hombres		Mujeres	
	ATT	Err. Est	ATT	Err. Est	ATT	Err. Est
Ocupación	0,044	0,064	-0,015	0,106	0,024	0,100
Acceso al empleo	0,114**	0,055	0,114*	0,087	0,108*	0,089
Tiempo de trabajo (meses)	2,24*	1,311	4,08*	2,358	0,62	1,813
Ingresos adicionales (€)	17,79	50,340	25,58	79,010	-32,66	66,500

\*\*\* Nivel de significatividad: 1%; \*\* Nivel de significatividad: 5%; \* Nivel de significatividad: 10%.

Fuente: Elaboración propia.

Por otra parte, en la región de la que proceden los datos, la inactividad femenina es superior a la media española, mostrando las dificultades para la inserción laboral de las mujeres, incluso aunque se formen. Este hecho también podría explicar el menor efecto obtenido en este trabajo para las mujeres frente a la estimación de Arellano.

Por último, para comprobar la robustez de los resultados obtenidos se ha realizado un análisis de sensibilidad. Para ello se ha mantenido la opción del método Kernel con soporte común para todas las estimaciones mostradas; no obstante, este criterio se ha intensificado eliminando, en primer lugar, el 5% de las observaciones de mayor y menor valor y, en segundo lugar, el 10% de las observaciones extremas. Los resultados obtenidos muestran pequeños cambios en la magnitud

(16) En el programa evaluado por Mato (2002) tanto participantes como no participantes han solicitado tomar parte en la formación, mientras que en el caso de Arellano (2005) el grupo de tratamiento está formado por desempleados que se han formado y el grupo de control por desempleados que no se han formado. Asimismo, no se dispone de información sobre si éstos habían solicitado participar o no, lo que puede dar lugar a un sesgo de autoselección que, como ya se ha indicado, puede sobreestimar el efecto del programa evaluado. Además, en el caso del plan FIP, la intervención del Servicio Público de Empleo puede provocar que algunos desempleados se sientan en cierta forma “obligados” a formarse, dando lugar a sesgos que resultan difíciles de controlar.



de los efectos estimados, mientras que apenas se registran modificaciones en los niveles de significatividad de las variables. Los efectos sobre la tasa de ocupación llegan a mostrar valores negativos, pero en ningún momento significativos, al igual que ocurre en las estimaciones presentadas anteriormente. En cuanto al acceso al empleo, el efecto se mantiene en niveles levemente menores, siendo estos resultados significativos al 1%, lo que significa que la cuantía del efecto se mantiene, con mayor significatividad. Respecto al tiempo trabajado, las nuevas estimaciones reducen la magnitud de los efectos, situándose en torno a mes y medio o dos meses, resultando en alguna ocasión significativas al 1%. Finalmente, los ingresos no resultan significativos en ninguna de las estimaciones realizadas.

En resumen, el análisis de sensibilidad contribuye a reforzar los resultados obtenidos: el programa de formación evaluado presenta efectos positivos en términos de ocupación y de tiempo trabajado, de una magnitud que podemos calificar como pequeña, mientras que no se registran efectos significativos en términos de acceso al empleo o ingresos<sup>17</sup>.

### 3. CONCLUSIONES

Mientras el gasto en políticas activas de empleo ha crecido significativamente durante los últimos años en España, la efectividad de estas políticas dista de ser suficientemente conocida. En esta investigación se pone de manifiesto, en primer lugar, que la participación en una de las medidas más importantes de este tipo, la formación de los desempleados, no supone beneficios indiscutibles. Por el contrario, los efectos de la formación constituyen un tema sometido a debate en la literatura económica internacional, siendo escasas las aportaciones empíricas a dicho debate procedentes de nuestro país. Este artículo refleja los resultados de una de las primeras investigaciones aplicadas en España sobre esta cuestión, realizada a partir de un análisis de los demandantes de un programa voluntario de formación.

En segundo lugar, los resultados del trabajo muestran que los efectos estimados de la política son positivos en relación con el acceso al empleo y con el tiempo trabajado por los participantes en el medio plazo, entendido éste como los veinte meses que siguen al momento de la formación.

En tercer lugar, mediante un nuevo análisis realizado un año más tarde, se ha estimado que los efectos de la formación sobre el acceso al empleo y sobre el tiempo de trabajo de los participantes se mantienen en un plazo más largo, mientras que no se observan resultados significativos sobre la situación laboral ni sobre los ingresos. Es decir, los resultados obtenidos se acercan al de algunas evaluaciones realizadas en el Reino Unido [Main y Shelly (1990), para el caso de jóvenes trabajadores, Payne, (2000)] y en EE.UU., donde se han encontrado efectos positivos de la formación sobre el acceso al empleo, [Grubb (1996), pág. 68], efectos que no se manifiestan cuando la variable dependiente son los ingresos o la productividad.

---

(17) En el cuadro A.4 del Anexo se pueden consultar los resultados del análisis de sensibilidad.

En cuarto lugar, los hombres se benefician más de la formación que las mujeres, resultado que coincide con los de dos trabajos realizados en otros países europeos [Puhani (1999), Raaum *et al.* (1994)] pero que se contrapone a las evaluaciones de la formación hechas en EE.UU. y al trabajo citado para España [Arellano (2005)].

Para concluir, la magnitud del esfuerzo que se realiza en nuestro país en políticas públicas de formación requiere que proliferen los trabajos de evaluación de su eficacia en el futuro. Las inevitables limitaciones de la validez externa de estos trabajos implican que una adecuada valoración de *la política* de formación para el empleo exija disponer de investigaciones aplicadas adicionales sobre *las políticas* formativas y sus efectos.

ANEXO

Cuadro A.1: RESULTADOS BRUTOS A LOS 32 MESES

		Grupo de Tratamiento	Grupo de Comparación	Diferencia
Ocupación (%)	Total	42,8	37,8	5,0
	Hombres	49,0	47,1	1,9
	Mujeres	37,4	30,0	7,4
Acceso al empleo (%)	Total	77,2	63,1	14,1
	Hombres	82,2	69,0	13,2
	Mujeres	72,4	57,8	14,6
Tiempo de trabajo (meses)	Total	11,7	8,8	2,9
	Hombres	14,3	10,0	4,3
	Mujeres	9,5	7,8	1,7
Ingresos adicionales (euros)	Total	172,1	129,9	42,2
	Hombres	239,2	167,1	72,1
	Mujeres	111,2	102,7	8,4

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A.2: EFECTO MEDIO DEL TRATAMIENTO SOBRE LOS TRATADOS  
(MÉTODO DEL VECINO MÁS CERCANO)

Resultados	Total		Hombres		Mujeres	
	ATT	Err. Est	ATT	Err. Est	ATT	Err. Est
a los 20 meses						
Ocupación	0,025	0,078	-0,008	0,123	0,016	0,120
Acceso al empleo	0,248	0,086**	0,261*	0,138	0,236*	0,124
Tiempo de trabajo (meses)	2,17**	0,992	3,36**	1,633	0,90	1,572
Ingresos adicionales (€)	-9,97	55,659	85,6	68,678	-53,67	76,947
Resultados	Total		Hombres		Mujeres	
	ATT	Err. Est	ATT	Err. Est	ATT	Err. Est
a los 32 meses						
Ocupación	0,059	0,092	-0,098	0,143	-0,052	0,124
Acceso al empleo	0,133**	0,083	0,075	0,124	0,122	0,126
Tiempo de trabajo (meses)	3,93**	1,812	2,05	2,971	-0,014	2,643
Ingresos adicionales (€)	9,98	68,740	-27,1	100,459	-112,03	89,304

\*\*\* Nivel de significatividad: 1%; \*\* Nivel de significatividad: 5%; \* Nivel de significatividad: 10%.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A.3: EFECTO MEDIO DEL TRATAMIENTO SOBRE LOS TRATADOS  
(MÉTRICA DE MAHALANOBIS)

Resultados	Total		Hombres		Mujeres	
	ATT	Err. Est	ATT	Err. Est	ATT	Err. Est
a los 20 meses						
Ocupación	0,000	0,070	0,017	0,094	-0,024	0,094
Acceso al empleo	0,195**	0,076	0,237**	0,100	0,187	0,108
Tiempo de trabajo (meses)	2,31**	0,920	3,17**	1,312	1,67	1,067
Ingresos adicionales (€)	39,9	35,065	71,7	66,173	-31,3	58,037
Resultados	Total		Hombres		Mujeres	
	ATT	Err. Est	ATT	Err. Est	ATT	Err. Est
a los 32 meses						
Ocupación	0,135	0,077	0,090	0,115	-0,009	0,097
Acceso al empleo	0,206**	0,080	0,190	0,116	0,044	0,108
Tiempo de trabajo (meses)	1,54	1,609	2,965	2,456	1,82	1,808
Ingresos adicionales (€)	42,8	58,682	57,6	80,373	-79,6	82,919

\*\*\* Nivel de significatividad: 1%; \*\* Nivel de significatividad: 5%; \* Nivel de significatividad: 10%.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A.4: RESULTADOS DEL ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

	Total		Hombres		Mujeres	
	ATT	Err. Est	ATT	Err. Est	ATT	Err. Est
Sin el 5% a los 20 meses						
Ocupación	0,001	0,060	0,011	0,058	-0,007	0,063
Acceso al empleo	0,184***	0,061	0,208***	0,059	0,169***	0,062
Tiempo de trabajo (meses)	1,23*	0,773	1,66**	0,784	1,12*	0,851
Ingresos adicionales (€)	-5,93	44,698	3,69	38,896	-9,12	42,070
Sin el 5% a los 32 meses						
Ocupación	0,058	0,071	0,049	0,064	0,056	0,068
Acceso al empleo	0,107**	0,055	0,113**	0,057	0,107**	0,057
Tiempo de trabajo (meses)	1,73*	1,398	2,07*	1,276	1,37*	1,297
Ingresos adicionales (€)	22,20	46,808	24,82	49,120	24,90	46,525
Sin el 10% a los 20 meses						
Ocupación	-0,036	0,061	-0,020	0,055	-0,021	0,058
Acceso al empleo	0,152***	0,064	0,158***	0,064	0,159***	0,064
Tiempo de trabajo (meses)	0,65	0,846	1,02*	0,819	0,82*	0,807
Ingresos adicionales (€)	-15,62	41,252	-10,35	41,446	-13,46	44,193
Sin el 10% a los 32 meses						
Ocupación	0,040	0,069	0,062	0,070	0,052	0,064
Acceso al empleo	0,100*	0,064	0,111**	0,058	0,113**	0,061
Tiempo de trabajo (meses)	0,60	1,419	1,24	1,403	0,85	1,421
Ingresos adicionales (€)	20,67	53,23	32,03	50,223	23,90	48,36

\*\*\* Nivel de significatividad: 1%; \*\* Nivel de significatividad: 5%; \* Nivel de significatividad: 10%.

Fuente: Elaboración propia.



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abadie, A., D. Drukker, J. Leber Herr e G.W. Imbens (2004): “Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata”, *The Stata Journal*, vol. 4, n.º 3, págs. 290-311.
- Ackum, S. (1991): “Youth Unemployment, Labor Market Programs and Subsequent Earnings”, *Scandinavian Journal of Economics*, n.º 93 (4), págs. 531-543.
- Andrews, M., S. Bradley y R. Upward (1997): “Estimating Youth Training Wage Differentials During and After Training”, *Oxford Economic Papers*, 51, págs. 517-544.
- Arellano, A. (2005): “Do training programmes get the unemployed back to work?: A look at the Spanish experience.” Working Paper 05-25, Economic Series 05, Abril, Universidad Carlos III de Madrid.
- Auspos, P., J. Riccio y M. White (1999): “A review of the US and European Literature on the Microeconomic Effects of Labour Market Programmes for Young People”, Employment Service Research and Development Report ESR20. Sheffield.
- Becker, S.O. y A. Ichino (2002): “Estimation of Average Treatment Effects based on Propensity Scores”, *The Stata Journal*, vol. 2, n.º 4, págs. 358-377.
- Bell, S.H., Orr, L.L. y J.D. Blomquist (1995): Program applicants as a comparison group in evaluating training programs. W.E. Upiohn Institute for Employment Research. Kalamazoo, MI.
- Blundell, R. y M. Costa-Dias (2002): “Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics”, *Portuguese Economic Journal*, vol. 1 n.º 2, págs. 91-115.
- Blundell, R., L. Dearden y B. Sianesi (2003): “Evaluating the Impact of Education on Earnings in the UK: Models, Methods and Results from the NCDS”, Institute for Fiscal Studies, Working Paper WP03/20.
- Breen, R. (1991): “Assessing the Effectiveness of Training and Temporary Employment Schemes: Some Results from the Youth Labor Market”, *The Economic and Social Review*, vol. 22 (3), págs. 177-198.
- Burtless, G. (1995): “The Case for Randomized Field Trials in Economic and Policy Research”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n.º 2, págs. 63-84.
- Davia, M.A., C. García-Serrano, V. Hernanz, M.A. Malo y L. Toharia (2001): “Do Active Labour Market Policies Matter in Spain?”, en De Koning, J. y Mosley, H. (eds.): *Labour market policy and unemployment*, Cheltenham, Edward Elgar, págs. 137-160.
- Dehejia, R. (2005): “Practical Propensity Score Matching: a Reply to Smith and Todd”, *Journal of Econometrics*, vol. 125, n.º 1-2, págs. 355-364.
- Dehejia, R. y S. Wahba (2002): “Propensity Score Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 84(1), págs. 151-161.
- Friedlander, D., D.H. Greenberg y P.K. Robins (1997): “Evaluating Government Training Programs for the Economically Disadvantaged”, *Journal of Economic Literature*, vol. 35 (diciembre), págs. 1809-1855.
- García Espejo, I. (1998): *Recursos formativos e inserción laboral de jóvenes*, Madrid. CIS.
- Garrido, L. (1992): “La educación profesional para el empleo”, en Albi, E. (ed.): *Europa y la competitividad de la economía española*, Barcelona, Ariel, págs. 195-230.
- Grubb, W.N. (1996): *Learning to Work: the Case for Reintegrating Job Training and Education*, Nueva York, Sage.
- Heckman, J.J., R.J. Lalonde y J.A. Smith (1999): “The Economics and Econometrics of Active Labour Market Programs”, en Ashenfelter, O. y Card, D. (eds.): *Handbook of Labor Economics*, volume III, Elsevier Science B. V.

- Heckman, J.J., H. Ichimura y P. Todd (1997): "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme", *Review of Economic Studies*, vol. 64, págs. 605-654.
- Heckman, J.J., H. Ichimura y P. Todd (1998a): "Matching as an Econometric Evaluation Estimator", *Review of Economic Studies*, vol. 65, págs. 261-294.
- Heckman, J.J., H. Ichimura, J. Smith y P. Todd (1998b): "Characterizing Selection bias using Experimental Data", *Econometrica*, vol. 66, n.º 5, págs. 1.017-1.098.
- Heckman, J.J. y J.A. Smith (1995): "Assessing the Case for Social Experiments", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n.º 2, págs. 85-110.
- Jimeno, J.F. (1999): "Las políticas de empleo: pasado, presente y futuro" en Garde, J.A. (ed.), *Políticas sociales y estado del bienestar en España*, Madrid, Trotta, págs. 311-335.
- Lalonde, R.J. (1986): "Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data", *The American Economic Review*, vol. 76, págs. 604-620.
- Lechner, M. (2000): "An Evaluation of Public Sector Sponsored Continuous Vocational Training Programs in East Germany", *Journal of Human Resources*, vol. 35, págs. 347-375.
- Leuven, E. y B. Sianesi (2003): "PSMATCH2: Stata Module to Perform Full Mahalanobis and Propensity Score Matching, common support graphing, and covariate imbalance testing". <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>.
- Lope Peña, A., P. López Roldán y C. Lozares Colina (coords.) (2000): *¿Sirve la formación para el empleo?*, Madrid, Consejo Económico y Social.
- Main, B.G.M. y M.A. Shelly (1990): "The Effectiveness of the Youth Training Scheme as a Manpower Policy", *Economica*, 57, págs. 495-514.
- Mato, F.J. (2002): *La formación para el empleo: una evaluación cuasi-experimental*, Madrid, Consejería de Trabajo y Promoción de Empleo del Principado de Asturias y Civitas Ediciones.
- OCDE (2005): *Labour Force Statistics. Indicators*. <http://www.oecd.org>
- Payne, J., S. Lissenburgh, M. White y C. Payne (1996): *Employment Training and Employment Action. An evaluation by matched comparison method*. Department for Education and Employment, Research Series n.º 74, Marzo.
- Payne, J. (2000): "Evaluating Training Programmes for the Long-Term Unemployed. An illustration of the matched comparison group methodology". PSI Research Discussion Paper 1. Londres, Policy Studies Institute.
- Puhani, P.A. (1999): *Evaluating Labour Market Policies. Empirical Evidence for Poland During Transition*. Heidelberg, Physica-Verlag.
- Raam, O., H. Torp y H. Goldstein (1994): "Experiments in Manpower Policy Evaluation: The Case for Simple Estimators? Experiences from a Norwegian Study of Labour Market Training". Memorandum from Department of Economics, University of Oslo. n.º 5, abril.
- Raam, O. y H. Torp (2002): "Labour market training in Norway-effect on earnings", *Labour Economics*, vol. 9, n.º 2, págs. 207-247.
- Regnér, H. (2002): "A Nonexperimental Evaluation of Training Programs for the Unemployed in Sweden", *Labour Economics*, vol. n.º 9, n.º 2, págs. 187-206.
- Rosenbaum, P.R. y D.B. Rubin (1983): "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika*, vol. 70, n.º 1, págs. 41-55.
- Sáez, F. (1997): "Políticas de mercado de trabajo en España y en Europa", *Papeles de Economía Española*, n.º 72, págs. 309-325.
- Smith, J. (2000): "A Critical Survey of Empirical Methods for Evaluating Active Labour Market Policies", *Swiss Journal for Economics and Statistics*, 136(3), págs. 1-22.

- Smith, J. y P. Todd (2005a): “Does Matching Overcome LaLonde’s Critique of Nonexperimental Estimators?”, *Journal of Econometrics*, vol. 125, n.º 1-2, págs. 305-353.
- Smith, J. y P. Todd (2005b): “Rejoinder”, *Journal of Econometrics*, vol. 125, n.º 1-2, págs. 365-375.
- Zweimüller, J. y R. Winter-Ebmer (1996): “Manpower Training Programmes and Employment Stability”, *Economica*, n.º 63, págs. 113-130.
- VV.AA. (2000): *El libro 2000 de la formación*, Madrid, Cámaras de Comercio, Industria y Navegación de España y Civitas.

*Fecha de recepción del original: julio, 2005*

*Versión final: abril, 2006*

#### ABSTRACT

Although public spending on active labour market policies has increased in recent years in Spain, little is known about its effectiveness. The hypothesis in this paper is that the effects of these policies can be either positive or negative, as research carried out in other countries has proved. Our aim is to analyse the effects of training, one of the policies most used for fighting unemployment. The paper explains the results of research carried out in a Spanish region using a control group formed by rejected applicants. The estimated effects on access to employment and on time worked are positive, though small, in the short and medium-term. The results agree with the empirical evidence from other countries.

*Key words:* unemployment; evaluation of active labour market policies, training, propensity score matching.

*JEL classification:* J24, J68.