

TÍTULO:

**EL APRENDIZAJE Y SUS EFECTOS SOBRE LA EMPLEABILIDAD
DE LOS TRABAJADORES**

AUTORES:

JOSÉ MANUEL CANSINO MUÑOZ- REPISO

Universidad de Sevilla
Departamento de Análisis Económico y Economía Política
Facultad de CC. Económicas y Empresariales
Avda. Ramón y Cajal, nº 1
41018 Sevilla
Correo electrónico: jmcansino@us.es
Tfno: + 34 954 55 75 28. Fax : + 34 954 55 76 29

ANTONIO SÁNCHEZ BRAZA

Universidad de Sevilla
Departamento de Análisis Económico y Economía Política
Facultad de CC. Económicas y Empresariales
Avda. Ramón y Cajal, nº 1
41018 Sevilla
Correo electrónico: asb@us.es
Tfno: + 34 954 55 75 29. Fax : + 34 954 55 76 29

EL APRENDIZAJE Y SUS EFECTOS SOBRE LA EMPLEABILIDAD DE LOS TRABAJADORES

RESUMEN

El presente artículo evalúa el efecto promedio del contrato de aprendizaje sobre la empleabilidad de los trabajadores tanto a corto (año siguiente a la finalización del contrato) y a medio plazo (en los tres años siguientes). Para ello se construye un grupo de tratamiento con 2752 individuos y un grupo de control con 5493, extraídos ambos de la MCVL. La estimación del efecto promedio se realiza mediante la técnica del “*propensity score matching*”.

Los resultados muestran que los trabajadores que han finalizado un contrato de aprendizaje cuentan en el año inmediatamente siguiente a la finalización del contrato con 56 días menos trabajados, en promedio, que los trabajadores del grupo de control. La cifra se eleva a 105 días en los tres años siguientes.

Estos resultados desfavorables para el contrato de trabajo pueden explicarse por el efecto conjunto de diversos factores, entre ellos, un posible efecto estigmatización del contrato de trabajo y un potencial efecto bloqueo.

PALABRAS CLAVE: Evaluación de políticas públicas, contrato de aprendizaje, políticas de formación, *propensity score matching*.

CÓDIGOS JEL: J24, J68.

ABSTRACT

This paper evaluates the average effect of the apprentice contract on the ability to find a job not only in the short term (the year after the contract was over) but also in the middle term (the following three years). To do that a treatment group is constructed with 2752 individuals and another control group is also constructed with 5493 individuals; both groups are extracted from the Spanish MCVL. The average effect is estimated by using propensity score matching.

Results show that workers who have finished an apprentice contract work on average, 56 days less than control workers during the following year. This figure raises up to 105 days in the following three years.

These unfavorable results to the apprentice contract could be explained through the combined action of several factors, including a possible stigmatization effect and a potential blocking effect.

KEYWORDS: Public policies evaluation, apprentice contract, training policies, *propensity score matching*.

EL APRENDIZAJE Y SUS EFECTOS SOBRE LA EMPLEABILIDAD DE LOS TRABAJADORES

1. INTRODUCCIÓN

La elevada tasa de desempleo juvenil es una característica del mercado laboral español. Esta tasa es particularmente elevada entre los jóvenes con menor formación¹ (Blanchard y Jimeno, 1995; Dolado y Jimeno, 1997). El porcentaje de jóvenes de entre 18 y 24 años que abandona el sistema educativo sin completar la primera etapa de la ESO fue del 29.9 % en 2006; 14.6 puntos por encima de la media de la UE (Ministerio de Educación, 2009).

La tasa de abandono escolar entre los 18 y los 24 años ha venido creciendo durante la última década, mostrando una divergencia con los países del entorno económico de España. Un 14 % de los jóvenes españoles de entre 16 y 24 años ni estudia ni trabaja, lo que supone la cuarta tasa más elevada de los diecinueve países analizados por la OCDE (2008). Casi una tercera parte de los jóvenes que abandonan el sistema educativo no continúa formándose.

Sumado a lo anterior, Dolado *et al.* (2000) destacaron, como uno de los hechos estilizados del mercado de trabajo español, que la empleabilidad de los jóvenes entre 16 y 27 años con escasa formación había descendido dramáticamente a consecuencia de un efecto expulsión provocado por los mejor formados en aquellos empleos que sirven como entrada en el mercado laboral.

Para reducir la tasa de desempleo juvenil y favorecer la inserción en el mercado de trabajo de los jóvenes con escasa formación, las autoridades españolas introdujeron en 1993 algunas medidas de reforma del mercado laboral. Una de estas medidas consistió en la creación de un tipo de contrato denominado “contrato de aprendizaje”. Este contrato estaba dirigido a

¹ En un año de expansión económica como 2005, la tasa de paro entre los jóvenes españoles de 16 a 19 años fue del 29.2 %, elevándose hasta el 39.5 % en un año de recesión como 2008. Para los jóvenes de entre 20 y 24 años, las tasas de paro fueron del 17.1 % en 2005 y del 20.4 % en 2008, INE (2009).

jóvenes sin formación y obligaba a los empleadores a permitir a los empleados a asistir, fuera del puesto de trabajo, a centros donde se recibía una formación teórica nunca inferior al 15 % de la jornada laboral.

El contrato de aprendizaje fue diseñado como una política activa de empleo que incluía una acción formativa programada. Esta formación se inscribe dentro de la formación ocupacional² y permite evaluar el contrato de aprendizaje en el marco de la literatura de los programas de formación. Las políticas de formación son el tipo de políticas activas de empleo más utilizadas tanto en España como en el resto de países miembros de la UE³.

Esta evaluación es particularmente relevante pues, a diferencia de lo que ocurre con las políticas de formación para desempleados⁴, escasean en la literatura los análisis de las políticas públicas de formación para empleados. Particularmente es así en los análisis causales. Más aún, las investigaciones disponibles están más ligadas a su cantidad y a sus destinatarios que a otros aspectos relevantes como pueden ser sus efectos sobre la productividad o sobre los salarios.

La investigación de los efectos causales del contrato de aprendizaje encuentra una mayor motivación para el caso español dado que el gasto destinado en España a las políticas de formación, si bien se encuentra en una situación intermedia respecto a la media de la UE, está

² Fuera de la educación reglada existen en España tres tipos de acciones formativas: la formación para desempleados, la formación ocupacional y la formación continua.

³ Los fondos públicos destinados al conjunto de políticas activas de empleo han seguido una tendencia creciente en países como España, donde han pasado del 0.33 % del PIB en 1985 al 0.80 % en 2007, considerablemente por encima de la media de los países de la OCDE para este mismo año (0.56 %). El valor máximo para el periodo 1985-2007 fue el 0.85 % correspondiente al año 1999 (OCDE, 2009a). Para una visión panorámica de las diferentes políticas activas de empleo financiadas con recursos públicos véase OCDE (2009b).

⁴ Ejemplos de este tipo de investigaciones son los de Card y Sullivan (1988) y Manski y Garfinkel (1992) en EE.UU, Bonnall *et al.* (1997) en Francia, Andrews *et al.* (1999) y Blundell *et al.* (2004) en el Reino Unido, Bergemann *et al.* (2005) en Alemania y Park *et al.* (1996) en Canadá, entre otros. En España, la evaluación microeconómica de las políticas públicas de formación se ha realizado, fundamentalmente, a partir de microdatos suministrados específicamente para la investigación evaluatoria por las Administraciones Públicas responsables (Cansino y Sánchez, 2009, 2011a y 2011b) o a partir de encuestas realizadas *ad hoc* (Mato y Cueto, 2008, Cueto y Mato, 2009).

desequilibrado. Este desequilibrio se pone de manifiesto cuando se tiene en cuenta que el gasto en formación de empleados es uno de los más elevados, mientras que el dedicado a formación de desempleados es uno de los más bajos (García, 2007).

Además, las características y el contexto económico del periodo temporal considerado, entre los años 1994 y 2000, coincidiendo con una etapa de crisis económica y una elevada tasa de desempleo, y con una muy importante incidencia del desempleo juvenil, dotan de interés y de actualidad a esta evaluación, máxime si tenemos en cuenta su similitud con el contexto y la situación económica actual. La coincidencia y semejanza de la mayoría de las propuestas actuales para atajar dicha situación de elevada tasa de desempleo juvenil con las directrices ya recogidas en el contrato de aprendizaje no hacen sino justificar aún más la necesidad de una evaluación económica de este tipo de medidas.

A partir de lo anterior, el objetivo de este trabajo es evaluar, mediante un análisis microeconómico basado en la inferencia causal, la empleabilidad de los individuos que han tenido un contrato de aprendizaje. De acuerdo con esta metodología, una selección de los beneficiarios de este contrato entre los años 1994 y 2000, años de vigencia de dicho contrato, conformará el grupo de tratamiento. Como grupo de control se utilizará uno de tipo externo, formado por individuos que se han incorporado al mercado laboral mediante un contrato por obra y servicio. La base de datos empleada es la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL)⁵.

El efecto sobre la empleabilidad es evaluado tanto a corto (en el año siguiente a la finalización del contrato de aprendizaje) como a medio plazo (en los tres años siguientes). Este enfoque se

⁵ Las posibilidades que la MCVL ofrece para evaluaciones microeconómicas han sido señaladas por García (2008), quien ha descrito los aspectos más relevantes de la MCVL, subrayando su utilidad para estudios económicos tales como el análisis de las transiciones entre estados laborales. El mismo autor llama también la atención del interés de esta muestra para la evaluación microeconómica de políticas públicas, interés que se justifica en el hecho de que para cada individuo incluido en la muestra existe, salvo excepciones, una información retrospectiva.

considera pertinente a juzgar por la opinión de expertos que señalan la escasez de estudios que analicen los efectos de la formación más allá del corto plazo (Mato, 2010).

El artículo se estructura como sigue. En los apartados 2 y 3 se hace referencia a las políticas activas de empleo y se expone más detalladamente el contrato de aprendizaje. En el apartado 4 se detallan los datos y la metodología utilizada. Finalmente, en los apartados 5 y 6 se recogen los resultados obtenidos y las principales conclusiones extraídas, respectivamente.

2. LAS POLÍTICAS ACTIVAS DE EMPLEO Y EL APRENDIZAJE

Desde el punto de vista del número de beneficiarios de las políticas activas de empleo, éstos representaban en España el 9.13 % de la población activa en 2002, siguiendo una tendencia creciente hasta el 19.58 % en 2007, muy por encima del promedio de la OCDE, 4.28 %. Del total de beneficiarios, los participantes en programas públicos de formación pasaron en España de representar el 0.74 % de la población activa en 2002 al 1.49 % en 2007, siendo la media de los países de la OCDE del 1.19 % (OCDE, 2009a).

A pesar de los problemas que conlleva estimar la relación causal de la educación y la formación sobre la productividad del trabajo, el servicio de estudios del BBVA (2010) encuentra una fuerte correlación (0.90) entre la renta *per capita* y el capital humano, medido éste como el porcentaje de personas en edad de trabajar con al menos educación secundaria. Sin embargo, en la práctica, la causalidad entre niveles educativos y crecimiento económico es más clara que la generada por la formación (Mato, 2010).

Desde un punto de vista teórico, los programas públicos de formación se justifican por su estímulo de la oferta de trabajo de los desempleados, contribuyendo al ajuste entre ésta y la demanda de trabajo. Así, contribuyen también a paliar las pérdidas de bienestar en los

individuos y en el bienestar social que el desempleo provoca, al alejar el nivel de producción efectivo del potencial (Ackum, 1991). Otros efectos potenciales de la formación son el estímulo de la innovación y la generación de efectos intergeneracionales positivos sobre el capital humano (Booth y Snower, 1996).

En 1995, el número de jóvenes empleados con contrato de aprendizaje supuso el 12 % del total (Dolado *et al.*, 2000). El gasto público en programas de formación ha pasado en España de representar el 0.03 % del PIB en 1985 al 0.15 % en 2007, prácticamente coincidiendo con la media de la OCDE (0.14 %). Más específicamente, el gasto público español en programas públicos de formación para aprendices disminuyó del 0.06 % del PIB en 1998 al 0.01% en 2007 coincidiendo con la etapa de expansión económica; un nivel muy próximo a la media de la OCDE (0.02%). Sin embargo, hasta⁶ 2005, el gasto promedio en España fue del 0.04 % (OCDE, 2009a). La formación ocupacional asociada al contrato de aprendizaje también se financia con fondos públicos⁷, hecho muy valorado por las empresas españolas.

Tanto el volumen de recursos públicos empleados como el número de personas beneficiadas justifican una evaluación económica del contrato de aprendizaje. Esto es especialmente interesante una vez que la literatura permite disponer de evidencias que cuestionan que los efectos de estas políticas públicas sean siempre positivos. Efectivamente, a pesar de los argumentos teóricos, las estimaciones empíricas del impacto de la formación resultan más modestas de lo que cabría esperar (Kluve, 2007, Mato y Cueto, 2008 y Card *et al.*, 2010). La formación no es una panacea.

⁶ El año 2005 corresponde a un año de fuerte expansión del sector de la construcción altamente demandante de mano de obra poco cualificada.

⁷ Aunque la financiación de esta formación podría correr con cargo a la propia empresa Booth y Snower (1996) y Brunello y De Paola (2004) consideran que se produce un fallo del mercado en su provisión que legitima la financiación pública de la misma.

3. CARACTERÍSTICAS DEL CONTRATO DE APRENDIZAJE

Aunque el contrato de aprendizaje contaba con precedentes⁸, se introdujo en España mediante el RD Ley 18/1993 coincidiendo con una etapa de crisis económica y de elevada tasa de desempleo⁹.

Se definió como un contrato que se podía celebrar entre empleadores y jóvenes desempleados, entre 16 y 25 años, sin formación. Su duración no podía ser inferior a 6 meses ni superior a 3 años. El objetivo de este contrato era favorecer la inserción laboral de los jóvenes mediante la adquisición de los conocimientos prácticos necesarios para el desempeño adecuado de un puesto de trabajo cualificado. Este tipo de formación suele definirse como formación no reglada para empleados. A este respecto, los expertos señalan la escasez de los análisis causales de las políticas públicas de formación para empleados (Mato, 2010).

Aunque el contrato era de carácter voluntario, una vez suscrito por las partes, empleado y empleador ambos quedaban obligados a recibir y permitir un programa de formación. De esta forma, la formación era obligatoria, regulando la normativa sanciones en caso de incumplimiento tanto del empleador como del empleado. El tiempo dedicado a la formación no podía ser inferior al 15 % de la jornada.

En cuanto a la provisión de la formación, ésta se realizaba de forma descentralizada en centros de formación. Estos centros de formación podían ser de titularidad privada o financiados con fondos públicos, directamente a través de centros de titularidad pública o

⁸ El contrato de aprendizaje sustituyó al “contrato para la formación” en vigor desde noviembre de 1984 con la entrada en vigor del RD 1992/1984, aunque su figura se contemplaba ya en el Estatuto de los Trabajadores de 1980. Igual que en el contrato de aprendizaje, en el contrato para la formación “el trabajador se obligaba, simultáneamente, a prestar un trabajo y a recibir formación”. También el empleador quedaba obligado por el contrato a proporcionar al trabajador una formación que le permitiera desempeñar un puesto de trabajo. Para las empresas pequeñas y medianas, los planes de formación eran elaborados por la Administración Pública e impartidos de forma descentralizada, en centros privados, públicos o privados financiados con fondos públicos mediante convenios o conciertos entre su titular y la Administración Pública.

⁹ RD 2317/1993, de 29 de diciembre, por el que se desarrollan los contratos en prácticas y de aprendizaje y los contratos a tiempo parcial.

indirectamente a través de centros propiedad de asociaciones empresariales o sindicales pero financiados con fondos públicos.

Como programa de formación *sui generis*, el contrato de aprendizaje no es un programa obligatorio, en el sentido de los “*mandatory training programs*” a los que aluden Friedlander *et al.* (1997), pero tampoco es un programa voluntario. Este matiz resulta relevante debido a que si en los programas obligatorios el sesgo de autoselección tiende a desaparecer, en los no voluntarios (no hay solicitud por parte del individuo), al menos puede reducirse.

4. METODOLOGÍA Y DATOS

Siguiendo la línea de otros trabajos de evaluación de políticas públicas, la metodología propuesta se enmarca en el ámbito de la inferencia causal estadística, fundamentada en la estimación del efecto causal (Pearl, 2000; Holland, 1986) que una determinada política puede tener sobre una o varias variables relevantes (Dawid, 2000; Cox, 1992). Esta metodología, frente a los análisis tradicionales, permite la obtención de estimadores consistentes de los efectos de la medida evaluada (Robins y Rotnitzky, 1995), aislando y determinando los posibles efectos de variables contaminantes adicionales.

Debido a lo anterior, las técnicas de inferencia causal tienen en la actualidad una amplia aplicación en diversas disciplinas científicas como la estadística (Rubin, 2008; Rosenbaum, 2002; Angrist *et al.*, 1996), la medicina (Christakis y Iwashyna, 2003; Hirano e Imbens, 2001), la epidemiología (Oakes y Church, 2007), la sociología (Morgan y Harding, 2006; Smith, 1997), las ciencias políticas (Duch y Stevenson, 2006; Imai, 2005), la evaluación económica de programas de formación (Blundell *et al.*, 2004; Card y Krueger, 2000; Angrist, 1998), etc.

El marco teórico para el desarrollo de estos métodos de evaluación parte del Modelo Causal de Rubin -*Rubin Causal Model, RCM*- (en origen Rubin, 1974 y 1978), ubicado en el contexto de un Modelo de Resultados Potenciales -*Potential Outcome Model, POM*-. En este modelo, el valor de las variables relevantes es comparado para el caso de individuos participantes de la política a evaluar e individuos no participantes. En nuestro caso, esta comparación se realiza a través de un procedimiento de emparejamiento o “*matching*”.

En esta investigación se estima el efecto del contrato de aprendizaje sobre la vida laboral de los individuos. Siguiendo el planteamiento de este modelo, se comparan los episodios de empleo de individuos que se han incorporado al mercado laboral mediante un contrato de aprendizaje (grupo de tratamiento) con los de otros individuos que han suscrito un contrato por obra y servicio (grupo de control)¹⁰.

Los datos utilizados para la investigación proceden de la mencionada MCVL¹¹. Esta base de datos es un conjunto organizado de microdatos anónimos extraídos de registros administrativos, tanto de la Seguridad Social como del Padrón Municipal Continuo y de la Agencia Tributaria. Los datos están referidos a más de un millón de individuos y constituyen una muestra representativa de todas las personas que tuvieron relación con la Seguridad Social en un momento determinado. Esta muestra se actualiza anualmente y, referida a la población cotizante o pensionista en el momento de referencia, reproduce el historial anterior de las personas seleccionadas para las variables procedentes de la Seguridad Social, remontándose hasta la fecha en la que se conserven registros informatizados.

¹⁰ Para la investigación se ha optado por la construcción de un grupo de control externo, elección que se considera justificada en este tipo de evaluaciones. Friedlander *et al.* (1997) opinan que los grupos de control externos se han impuesto en la literatura evaluatoria (Ashenfelter, 1978; Heckman *et al.*, 1994; Dehejia y Wahba, 1999).

¹¹ Para reducir el sesgo de selección, Smith (2000) recomienda utilizar una base de datos extensa y muy completa, como es el caso de la MCVL.

Para la construcción del grupo de tratamiento se ha realizado una selección aleatoria de individuos que realizaron un contrato de aprendizaje extraída de la MCVL. Para la construcción del grupo de control, se ha procedido igualmente a extraer una selección aleatoria de individuos que se incorporaron al mercado laboral mediante un contrato con características similares (temporalidad, bajo nivel de formación,...) al contrato de formación, pero sin finalidad formativa. En este caso, el contrato de trabajo que mejor cumple estas características es el contrato temporal por obra y servicio. Adicionalmente y en el periodo considerado en esta evaluación, resulta, junto con el contrato de aprendizaje, la figura contractual más frecuente entre la población juvenil y que suele ser su puerta de entrada al mercado laboral. De hecho, en 1994, los contratos por obra y servicio constituían el 39.71% de los contratos temporales registrados y el 38.42% del total de contratos realizados (Banco de España, 2011).

De acuerdo con la metodología propuesta, partiendo de una muestra aleatoria de tamaño n , se define la variable binaria D que indicará si el individuo es un individuo con contrato de aprendizaje ($D_i=1$) o no ($D_i=0$), dando lugar a la división de las n observaciones en n_1 (participantes) y n_0 (individuos de control). En nuestro caso, la muestra total se compone de 8245 individuos, 2752 participantes y 5493 de control, optando por una proporción 1:2 para la constitución de los grupos.

Se define también la variable Y como la variable respuesta sobre la que se evaluará el efecto causal del contrato de aprendizaje. Utilizando la notación en los términos de resultados potenciales del *RCM* (Rubin, 1974), denotaremos la variable respuesta como $Y_i(1)$ si i corresponde a un individuo participante y como $Y_i(0)$ si, por el contrario, i corresponde a un individuo de control. Así, Y_i será igual a:

$$Y_i = D_i Y_i(1) + (1 - D_i) Y_i(0)$$

Para la elección de la variable respuesta Y se ha considerado la opinión de Zweimüller y Winter-Ebmer (1996), quienes consideran que las evaluaciones de programas de formación en EE.UU. se han centrado en los efectos sobre los ingresos y en Europa sobre la empleabilidad. Así, definimos la variable respuesta como el número de días trabajados una vez finalizado el contrato de referencia. Para poder medir también la permanencia en el tiempo de los efectos, se le ha dado a esta variable respuesta una doble dimensión, a corto y a medio plazo. De esta forma, Y^1 e Y^2 se definen como el número de días trabajados a lo largo del año y de los tres años siguientes a la finalización del contrato de referencia, respectivamente. En nuestro caso, se toma como condición que éste contrato haya tenido una duración de al menos seis meses.

El efecto promedio del contrato sobre la muestra seleccionada de participantes -*Average Treatment Effect on the Treated, ATET*- será (Heckman *et al.*, 1997; Heckman y Robb, 1985):

$$\alpha_{ATET} = E[Y_i(1) - Y_i(0) | D_i = 1] = \frac{1}{n_1} \sum_{i:D=1}^{n_1} [Y_i(1) - Y_i(0)]$$

Finalmente, se define también el vector K -dimensional de variables predeterminadas o covariables, que se denota como X . De esta forma, para cada individuo se observa la triada (D_i, Y_i, X_i) .

En el proceso de evaluación, debe garantizarse el supuesto de independencia condicionada (“*unconfoundedness condition*”) que exige que la variable D , indicativa de la medida que se evalúa, condicionada sobre las variables predeterminadas (X) sea independiente de los resultados potenciales representados por la variable Y (Lechner, 1999; Rosenbaum y Rubin, 1983; Barnow *et al.*, 1980). Siguiendo la notación de Dawid (1979), este supuesto de independencia condicionada se expresa como:

$$D \perp (Y(1), Y(0)) | X$$

La condición de independencia implica que (Cameron y Trivedi, 2005):

$$F(Y_j | X, D=1) = F(Y_j | X, D=0) = F(Y_j | X), j=0,1$$

$$F(u_j | X, D=1) = F(u_j | X, D=0) = F(u_j | X), j=0,1$$

Donde u es el término de error del modelo, de manera que la participación o no de la medida no afecta a la distribución de la variable respuesta.

Igualmente, el desarrollo de la evaluación lleva implícito el cumplimiento de la condición de solapamiento (“*overlap condition*”), según la cual, para cada valor del vector X , debe haber una probabilidad positiva de que $D = 0$ (Cameron y Trivedi, 2005; Hotz *et al.*, 2005). Esto asegura que, para cada posible valor de X , haya individuos participantes y no participantes de la política en evaluación para ser comparados. Es decir, los participantes y los individuos de control presentan características observables comparables. Analíticamente:

$$0 < P(D=1 | X) < 1$$

Bajo las dos condiciones anteriores, es posible estimar el efecto promedio del contrato de aprendizaje mediante la comparación de los individuos participantes y de control con un mismo valor para las covariables del vector X . El efecto para $X=x$ se escribiría como (Hirano *et al.* 2003):

$$\alpha_{ATE} = E[Y(1)-Y(0) | D=1, X=x]$$

En la práctica, cuando el número de covariables incluidas en el vector X es amplio, es inoperativo llevar a cabo la comparación de los individuos buscando la igualdad de los valores exactos para cada una de esas covariables, además de que no se aseguraría el cumplimiento de la condición de solapamiento. En tal caso, el procedimiento de evaluación seguirá un desarrollo en dos etapas denominado “*propensity score matching*” (Hahn *et al.*, 2008; Heckman y Vytlačil, 2005).

En una primera etapa, se plantea la pertenencia de los individuos al grupo de participantes o al de control. Se procede así al cálculo de la probabilidad de acceder a un contrato de aprendizaje ($D=1$, probabilidad de los individuos de la muestra seleccionada de haber suscrito un contrato de aprendizaje) condicionada sobre los valores que adopte el vector X de variables predeterminadas (Abadie e Imbens, 2006; Hirano *et al.*, 2003), probabilidad denominada como “*propensity score*” (Rosenbaum y Rubin, 1983), y que denotaremos como $\varepsilon(X)$:

$$\varepsilon(X) = P(D=1 | X=x) = E[D|X=x], \text{ asumiendo que } 0 < \varepsilon(X) < 1$$

Si D e Y cumplen la independencia condicionada sobre el vector de covariables X , igualmente se cumplirá la independencia condicionada sobre $\varepsilon(X)$.

$$D \perp (Y(1), Y(0)) | p(X)$$

Lo que implica que, controlando a partir del “*propensity score*”, se controlan los efectos introducidos por las covariables del vector X (Smith y Todd, 2005; Hahn, 1998).

El propósito del “*propensity score matching*” es restablecer las condiciones de un experimento construyendo un grupo de control apropiado para el grupo de tratamiento. El supuesto principal es que el sesgo de selección¹² se elimina condicionando sobre un conjunto de variables observables (Heckman *et al.* 1998b).

Para garantizar el cumplimiento del supuesto de independencia condicional, todas las variables que afectan a la realización de un contrato de aprendizaje y al resultado en el caso de no tener este tipo de contrato, deben estar incluidas en el “*matching*” (Smith, 2000).

Así, para la utilización del “*propensity score matching*” en nuestro análisis, es importante asegurar que el supuesto de independencia condicional resulta plausible con los datos de la

¹² Como señalan Cueto y Mato (2009), el sesgo de selección proviene de las diferencias entre los participantes o tratados y los no participantes o individuos de control. Pueden existir tres tipos de sesgo de selección: el debido a la comparación de individuos no comparables, el debido a la diferente distribución de las características observables y el debido a las características no observables.

MCVL. Efectivamente, así ocurre. Los datos utilizados proceden del mismo mercado laboral (el español) de manera que los individuos resultan afectados por las mismas variables predeterminadas. Las covariables incluidas en el análisis recogen información relativa a factores socio-demográficos, año de finalización del contrato de referencia, actividad de la empresa y región de realización del contrato, englobando así la práctica totalidad de las variables que pueden afectar a la probabilidad de acceder al contrato evaluado y al estatus de empleo del individuo.

Para la estimación del “*propensity score*”, según la hipótesis sobre la forma de la función de distribución F , se podrán especificar diferentes modelos de respuesta binaria, siendo los más utilizados el modelo Probit y el modelo Logit:

$$\varepsilon(X) = P(D = 1|X) = F(\beta X) = \frac{e^{(\beta X)}}{1 + e^{(\beta X)}} \Bigg|_{\text{logit}} = \int_{-\infty}^{\beta X} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \right)^{\frac{-z^2}{2}} dz \Bigg|_{\text{probit}} \quad -\infty < z < \infty$$

Donde β es el vector de parámetros asociados al vector de covariables X . En nuestro caso, optamos por estimar ambos modelos, Probit y Logit, eligiendo luego aquel que presente un mejor valor de ajuste (el que maximice el logaritmo de la función de máxima verosimilitud).

Finalmente, en una segunda etapa, se procede al cálculo del efecto causal de la medida evaluada sobre la variable respuesta. De entre las técnicas propuestas en la literatura, recurriremos a las técnicas de emparejamiento o “*matching*”¹³.

Siguiendo a Dehejia y Wahba (2002), en este método se procede a formar pares de individuos participantes y de control que sean similares en relación a sus características observables. La hipótesis básica es que el sesgo de selección se elimina si se condiciona sobre las covariables observables (Heckman *et al.*, 1998a). Cuando todas las diferencias relevantes entre los dos

¹³ El cálculo de los estimadores de “*matching*” sigue las aportaciones de Hahn (1998) e Hirano *et al.* (2003). Remitimos también a Heckman *et al.* (1997), Abadie e Imbens (2006) y Card *et al.* (2010).

miembros del par quedan recogidas por las covariables observables seleccionadas, este método proporcionará un estimador insesgado de los efectos de la medida evaluada.

Así, para cada individuo i participante (con un valor estimado de su “*propensity score matching*” $\hat{\varepsilon}(X_i)$), se busca un individuo m de control (con un valor estimado de su “*propensity score matching*” $\hat{\varepsilon}(X_m)$) tal que $\hat{\varepsilon}(X_i) = \hat{\varepsilon}(X_m)$, o al menos, $\hat{\varepsilon}(X_i) \approx \hat{\varepsilon}(X_m)$. A este individuo m lo denotaremos como $m_{(i)}$.

Realizado este emparejamiento para cada uno de los individuos participantes, es posible obtener el estimador “*matching*” del *ATET*, a partir de la siguiente expresión:

$$\hat{\alpha}_{ATET \rightarrow MATCHING} = \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} (Y_i - Y_{m(i)})$$

Donde Y_i es el valor que toma la variable respuesta Y para el individuo participante i , $Y_{m(i)}$ es el valor que toma la variable respuesta Y para el individuo de control $m_{(i)}$ que le ha sido asignado como par y n_1 es el número de individuos participantes.

5. RESULTADOS

En la Tabla 1 aparecen recogidos la información y los estadísticos para las covariables seleccionadas a partir de la información muestral disponible extraída de la MCVL. Éstas se han estructurado en cuatro bloques de información correspondientes a las características socio-demográficas de los individuos (edad, sexo y nivel de estudios) y a características referidas al propio contrato de referencia, como es el año de finalización, la rama de actividad económica o la Comunidad Autónoma de realización del contrato.

Tabla 1. Covariables

Variable	Descripción	Nº obs.	Media	Err. est.
a) Factores socio-demográficos. Categoría base: mujer sin estudios.				
Sexo	1=hombre, 0=mujer.	5264	0.638	0.480
Edad	Entre 16 y 27 años.	-	23.099	2.735
Graduado	1=si tiene los estudios obligatorios, 0=otro.	4058	0.492	0.500
Bachillerato	1= bachillerato o equivalente, 0=otro.	2448	0.297	0.457
Superiores	1= estudios superiores, 0=otro.	334	0.041	0.197
b) Año de finalización del contrato de referencia. Categoría base: año 1994.				
Año 1995	1=si el contrato finalizó en 1995, 0=otro.	513	0.062	0.242
Año 1996	1=si el contrato finalizó en 1996, 0=otro.	886	0.107	0.310
Año 1997	1=si el contrato finalizó en 1997, 0=otro.	1937	0.235	0.424
Año 1998	1=si el contrato finalizó en 1998, 0=otro.	1655	0.201	0.401
Año 1999	1=si el contrato finalizó en 1999, 0=otro.	1604	0.195	0.396
Año 2000	1=si el contrato finalizó en 2000, 0=otro.	1458	0.177	0.382
c) Actividad E^{ca} de la empresa del contrato de referencia. Categoría base: otras actividades.				
Agricultura	1=agricultura y ganadería; 0=otra.	49	0.006	0.077
Extractivas	1=industrias extractivas; 0=otra.	447	0.054	0.226
Madera	1=industria de la madera, 0=otra.	749	0.091	0.287
Matelec	1=industria de material electrónico, 0=otra.	293	0.036	0.185
Energía	1=producción y dist. de energía, gas y agua, 0=otra.	1990	0.241	0.428
Comercio	1=actividades comerciales, 0=otra.	1871	0.227	0.419
Transporte	1=transporte y comunicaciones, 0=otra.	339	0.041	0.199
ServiciosEmp	1=act. inmov. y serv. empresariales, 0=otra.	1575	0.191	0.393
Educación	1=actividades de educación, 0=otra.	530	0.064	0.245
d) Comunidad de realización del contrato de referencia. Categoría base: Comunidad de Madrid.				
Andalucía	1=Andalucía, 0=otra.	1462	0.177	0.382
Aragón	1=Aragón, 0=otra.	299	0.036	0.187
Asturias	1=Asturias, 0=otra.	213	0.026	0.159
Baleares	1=Baleares, 0=otra.	358	0.043	0.204
Canarias	1=Canarias, 0=otra.	463	0.056	0.230
Cantabria	1=Cantabria, 0=otra.	110	0.013	0.115
Castilla y León	1=Castilla y León, 0=otra.	446	0.054	0.226
C. La Mancha	1=Castilla-La Mancha, 0=otra.	395	0.048	0.214
Cataluña	1=Cataluña, 0=otra.	1274	0.155	0.361
C. Valenciana	1=Comunidad Valenciana, 0=otra.	796	0.097	0.295
Extremadura	1=Extremadura, 0=otra.	241	0.03	0.168
Galicia	1=Galicia, 0=otra.	522	0.063	0.244
Murcia	1=Murcia, 0=otra.	238	0.029	0.167
Navarra	1=Navarra, 0=otra.	117	0.014	0.118
País Vasco	1=País Vasco, 0=otra.	514	0.062	0.242
Rioja	1=La Rioja, 0=otra.	28	0.003	0.058

Fuente: Elaboración propia a partir de la MCVL.

En la Tabla 2 se recogen los resultados de la estimación del “*propensity score*” a partir de las covariables recogidas en la Tabla 1, siguiendo las especificaciones de los modelos Probit y Logit.

Tabla 2. Estimación del “*propensity score*”

Covariable	Probit			Logit		
Sexo	-0.144	(0.056)	**	-0.264	(0.103)	**
Edad	-0.158	(0.010)	***	-0.293	(0.019)	***
Graduado	0.099	(0.072)		0.217	(0.130)	*
Bachillerato	0.048	(0.081)		0.123	(0.147)	
Superiores	-0.194	(0.134)		-0.293	(0.243)	
Año 1995	-5.324	(0.409)	***	-13.945	(1.000)	***
Año 1996	-7.049	(0.340)	***	-17.354	(0.846)	***
Año 1997	-7.780	(0.337)	***	-18.743	(0.842)	***
Año 1998	-8.136	(0.337)	***	-19.381	(0.841)	***
Año 1999	-8.671	(0.340)	***	-20.329	(0.845)	***
Año 2000	-9.388	(0.351)	***	-21.713	(0.857)	***
Agricultura	0.634	(0.549)		1.001	(0.974)	
Extractivas	-0.373	(0.141)	***	-0.663	(0.261)	**
Madera	-0.129	(0.129)		-0.272	(0.233)	
Matelec	0.082	(0.157)		0.166	(0.292)	
Energía	-0.765	(0.125)	***	-1.403	(0.230)	***
Comercio	0.599	(0.114)	***	1.146	(0.212)	***
Transporte	0.574	(0.152)	***	1.024	(0.279)	***
ServiciosEmp	-0.269	(0.117)	**	-0.465	(0.218)	**
Educación	0.250	(0.132)	*	0.427	(0.242)	*
Andalucía	-1.873	(0.092)	***	-3.369	(0.175)	***
Aragón	-1.337	(0.120)	***	-2.329	(0.217)	***
Asturias	0.322	(0.146)	**	0.604	(0.274)	**
Baleares	-2.762	(0.197)	***	-5.223	(0.393)	***
Canarias	-3.522	(0.462)	***	-7.201	(1.050)	***
Cantabria	1.132	(0.267)	***	2.036	(0.528)	***
Castilla y León	0.128	(0.108)		0.228	(0.197)	
C. La Mancha	0.111	(0.112)		0.176	(0.202)	
Cataluña	-3.114	(0.169)	***	-5.920	(0.353)	***
C. Valenciana	-0.529	(0.085)	***	-0.920	(0.155)	***
Extremadura	-0.856	(0.132)	***	-1.497	(0.238)	***
Galicia	-3.333	(0.247)	***	-6.141	(0.567)	***
Murcia	-0.312	(0.128)	**	-0.494	(0.225)	**
Navarra	-2.288	(0.321)	***	-4.330	(0.572)	***
País Vasco	-1.021	(0.101)	***	-1.784	(0.182)	***
Rioja	0.447	(0.447)		0.896	(0.982)	
Constante	12.307	(0.433)	***	27.010	(0.972)	***

Nº Observaciones	8245	8245
Log. fun. máx-verosimil.	-1667.915	-1653.562
Pseudo R ²	0.682	0.685
Wald Chi ² (<i>p-valor</i>)	2248.83 (0.000)	1959.35 (0.000)

Nota: Se recogen, entre paréntesis, los valores de los errores estándares corregidos de heteroscedasticidad por el método de varianzas robustas. Uno, dos o tres asteriscos indican significatividad a unos niveles del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Los coeficientes obtenidos recogen la participación de cada una de las covariables consideradas en la determinación del “*propensity score*”. De todas formas, la significatividad de cada una de las variables individualmente consideradas carece de interés para nuestro análisis. El objetivo del “*propensity score*” es simplemente conseguir que los individuos del grupo de participantes y del grupo de control sean lo más homogéneos posibles en cuanto a las covariables consideradas.

De los dos modelos estimados, optamos por el Modelo Logit, ya que es este modelo el que maximiza el logaritmo de la función de verosimilitud (cuyo valor es -1653.562 frente al valor -1667.915 registrado por el Modelo Probit). A partir las especificaciones de este modelo, se procede a asignar a cada individuo (participantes y de control) el valor estimado correspondiente de su “*propensity score*”.

Finalmente, a partir de los valores asignados se procede a obtener el estimador del efecto causal aplicando el método de “*matching*” descrito. Dada la proporción 1:2 entre el grupo de participantes y de control, optamos por la aplicación de la técnica del “*matching*” radial que permite utilizar todos los individuos del grupo de control, eligiendo todos aquellos individuos de control con características similares dentro del radio de acción marcado. En la Tabla 3 se recogen los resultados obtenidos para distintos tamaños radiales, utilizando ambas variables respuesta, Y^1 e Y^2 .

Tabla 3. Resultados

Var. Respuesta	radio	$\hat{\alpha}_{ATET}$	Err. estándar	t –estad.	Prob.
Y¹	0.01	-55.181 ***	3.743	-14.741	0.000
	0.05	-56.348 ***	3.896	-14.463	0.000
	0.10	-56.723 ***	3.816	-14.866	0.000
	0.15	-57.555 ***	3.788	-15.192	0.000
	0.20	-58.186 ***	3.714	-15.668	0.000
Y²	0.01	-102.865 ***	9.030	-11.392	0.000
	0.05	-104.377 ***	9.390	-11.116	0.000
	0.10	-105.453 ***	9.200	-11.462	0.000
	0.15	-107.852 ***	9.136	-11.805	0.000
	0.20	-110.566 ***	8.960	-12.340	0.000

Nota: Uno, dos o tres asteriscos indican significatividad a unos niveles del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Como se puede observar, en todos los casos, el estimador del *ATET* toma un valor negativo, evidenciando un efecto causal desfavorable del contrato evaluado sobre los participantes.

A corto plazo, frente a los individuos que se han incorporado al mercado laboral mediante un contrato por obra y servicio, los individuos que han suscrito un contrato de aprendizaje han trabajado, en promedio, 56 días menos a lo largo del año siguiente a la finalización de dicho contrato de aprendizaje.

No obstante, este efecto a corto plazo sobre el año siguiente se duplica cuando se considera el efecto a medio/largo plazo, a lo largo de los tres años inmediatamente siguientes a la finalización del contrato de aprendizaje. En este caso, los individuos que suscribieron un contrato de aprendizaje tienen, en promedio, 105 días trabajados menos que los individuos del grupo de control a lo largo del periodo de tres años posteriores a la finalización de su contrato de trabajo.

6. CONCLUSIONES

Este artículo contribuye a la literatura en la medida en que escasean los análisis causales de las políticas de formación para empleados, como es el caso de la formación asociada a un

contrato de aprendizaje. Por esta razón no se ha considerado oportuna la contextualización de sus conclusiones con la literatura nacional o internacional.

Del mismo modo, también contribuye a la literatura en la medida en que escasean los estudios que analicen los efectos de la formación más allá del corto plazo, análisis que sí se aborda en este trabajo.

La investigación desarrollada evalúa el contrato de aprendizaje utilizado en España con el objetivo de mejorar la inserción en el mercado de trabajo de los jóvenes desempleados con escasa formación.

El año base de la evaluación es 1994 y el horizonte temporal de la evaluación se extiende hasta 2000, periodo de vigencia del contrato. Las características del contexto económico del periodo temporal considerado, con una etapa de crisis económica y una elevada tasa de desempleo, coincidentes con el contexto y la situación económica actual, incrementan el interés de los resultados obtenidos.

Como soporte empírico se ha utilizado la mayor y más completa base de microdatos disponible en este momento en España, la MCVL. La metodología utilizada ha sido la técnica del “*propensity score matching*” con un grupo de tratamiento y otro de control.

El análisis realizado permite afirmar que la empleabilidad de los individuos que acceden al mercado de trabajo a través de un contrato de aprendizaje es inferior, a corto plazo, que la de quienes lo hacen a través de un contrato por obra y servicio. Este resultado se acentúa cuando el periodo de referencia de la evaluación es el medio/largo plazo.

Sin pretender ser exhaustivos, encontramos varias explicaciones posibles, y probablemente complementarias, a estos efectos desfavorables del contrato de aprendizaje.

En primer lugar, el contrato de aprendizaje puede suscitar una opinión desfavorable en los empleadores y provocar un efecto estigmatización sobre los beneficiarios, convirtiéndose en una señal negativa para el mercado de trabajo.

En segundo lugar, puede ocurrir que quienes se han beneficiado de la formación asociada al contrato de aprendizaje desarrollen una expectativa de empleo futuro más elevada que quienes han tenido un contrato por obra y servicio, y que esto les lleve a ser más selectivos en el proceso de búsqueda de un nuevo empleo.

En tercer lugar, los beneficiarios del contrato de aprendizaje se ven afectados por el denominado efecto bloqueo, el cual les lleva a mantener el contrato de aprendizaje hasta finalizar la formación, mientras que los individuos de control pueden adoptar una actitud más activa en la búsqueda de un nuevo y/o mejor empleo.

En cuarto lugar, la explicación de este resultado también puede encontrarse en la posible mejora en la formación de los individuos del grupo de control respecto a la de los individuos del grupo de tratamiento ya que, aunque éstos se han beneficiado de un periodo de enseñanza, aquellos también han podido estar formándose paralelamente, beneficiándose de cursos de formación no reglada.

Finalmente, no debe pasarse por alto el efecto de un posible uso fraudulento de ambos contratos. Esto ocurre en especial con el contrato por obra y servicio, utilizado en ocasiones para concatenar contratos temporales, evitando la contratación indefinida del trabajador, lo que eleva la probabilidad de empleo de éste al finalizar el contrato vigente.

En definitiva, la conjunción de todos estos factores acaban determinando que la empleabilidad de los individuos que acceden al mercado de trabajo con un contrato de aprendizaje acabe siendo considerablemente inferior, tanto a corto como a medio/largo plazo, que la de aquellos

que lo hacen a través del contrato temporal más común, el contrato por obra y servicio. Así, de acuerdo con los resultados obtenidos y dados estos factores, el impacto de la formación para empleados incluida en el contrato de aprendizaje sobre el grado de empleabilidad y los episodios de empleo posteriores puede acabar siendo mucho más limitada y modesta de lo que, en principio, cabría esperar.

REFERENCIAS

- Abadie, A. e Imbens, G. W. (2006): “Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects”, *Econometrica*, 74 (1), 235-267.
- Ackum, S. (1991): “Youth unemployment, labor market programs and subsequent earnings”, *Scandinavian Journal of Economics*, 93 (4), 531-543.
- Andrews, M., Bradley, S. y Upward, R. (1999): “Estimating Youth Training Wage Differentials During and After Training”, *Oxford Economic Papers*, 51(3), 517-544.
- Angrist, J. D., Imbens, G. W. y Rubin, D. B. (1996): “Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 91 (nº 434), 444-454.
- Angrist, J. D. (1998): “Estimating the Labor Market Impact of Voluntary Military Service Using Security Data on Military Applicants”, *Econometrica*, 66 (2), 249-288.
- Ashenfelter, O. C. (1978): “Estimating the Effect of Training Programs on Earnings”, *Review of Economics and Statistics*, 60(1), 47-57.
- Banco de España (2011): Boletín Estadístico, julio-agost 2011. www.bde.es
- Barnow, B., Cain, G. y Goldberger, A. (1980): “Issues in the Analysis of Selectivity Bias”, en Stromsdorfer, E. W. y Farkas, G. (eds.), *Evaluation Studies Review Annual*, vol. 5, 43-59, Beverly Hills, California, Ed.: Sage Publications.
- BBVA (2010): “Situación en España. Cuarto Trimestre de 2010”, BBVA Research.
- Bergemann, A., Fitzenberger, B. y Speckesser, S. (2005): “Evaluating the Dynamic Employment Effects of Training Programs in East Germany Using Conditional Difference-in-Differences”, Documento de trabajo nº 1848 del “Institute for the Study of Labor (IZA)”, Noviembre, 2005.
- Blanchard, O. y Jimeno, J. F. (1995): “Structural Unemployment. Spain and Portugal”, *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, 85 (2), 212-218.
- Blundell, R., Costa, M., Meghir, C. y Van Reenen, J. (2004): “Evaluating the Employment Impact of a Mandatory Job Search Program”, *Journal of the European Economic Association*, 2 (4), 569-606.
- Bonnall, L., Fougère, D. y Sérandon, A. (1997): “Evaluating the Impact of French Employment Policies on Individual Labour Market Histories”, *Review of Economic Studies*, 64 (4), 683-713.
- Booth, A. y Snower, D. (1996): “Acquiring skills. Market failures, their symptoms and policy responses”, Cambridge, Centre for Economic Policy Research.

- Brunello, G. y De Paola, M. (2004): "Market failures and the under-provision of training", CESifo Working paper series, nº 1286.
- Cameron, A. C. y Trivedi, P. K. (2005): "Microeconometric. Methods and Applications", New York, Ed.: Cambridge University Press.
- Cansino, J. M. y Sánchez A. (2009): "Evaluación del programa de Escuelas Taller y Casas de Oficios a partir de su efecto sobre el tiempo de búsqueda del primer empleo. El caso de Sevilla", *Estudios de Economía Aplicada*, 27 (1), 277(22 pp.).
- Cansino, J. M. y Sánchez A. (2011a): "Evaluación del Impacto de un Programa de Formación Sobre el Tiempo de Búsqueda de un Empleo", *Investigaciones Regionales*, 19, 51-74.
- Cansino, J. M. y Sánchez A. (2011b): "Effectiveness of public training programs reducing the time needed to find a job", *Estudios de Economía Aplicada*, 29 (1), 391(26 pp.).
- Card, D. y Krueger, A. (2000): "Minimum Wages An Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply", *American Economic Review*, 90 (5), 1397-1420.
- Card, D., Kluve, J. y Weber, A. (2010): "Active Labor Market Policy Evaluations: A Meta Analysis", *The Economics Journal*, 120 (548) F452-F477.
- Card, D. y Sullivan, D. (1988): "Measuring the Effects of Subsidized Training Programs on Movements In and Out of Employment", *Econometrica*, 56 (3), 497-530.
- Christakis, N. A. y Iwashyna, T. I. (2003): "The Health Impact of Health Care on Families: A Matched Cohort Study of Hospice Use by Decedents and Mortality Outcomes in Surviving, Widowed Spouses", *Social Science & Medicine*, 57 (3), 465-475.
- Cox, D. R. (1992): "Causality: Some Statistical Aspects", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (Statistics in Society)*, 155 (2), 291-301.
- Cueto, B. y Mato, F. J. (2009): "A Nonexperimental Evaluation of Training Programmes: Regional Evidence for Spain", *Annals of Regional Science*, 43 (2), 415-433.
- Dawid, A. P. (1979): "Conditional Independence in Statistical Theory", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Statistics Methodological)*, 41 (1), 1-31.
- Dawid, A. P. (2000): "Causal Inference Without Counterfactuals", *Journal of the American Statistical Association*, 95 (2), 407-448.
- Dehejia, R. H. y Wahba, S. (1999): "Causal Effects in Non-Experimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs", *Journal of the American Statistical Association*, 94 (448), 1053-1062.
- Dehejia, R. H. y Wahba, S. (2002): "Propensity Score Matching Methods for Non-experimental Causal Studies", *Review of Economics and Statistics*, 84 (1), 151-161.
- Dolado J. J. y Jimeno, J. F. (1997): "The causes of Spanish Unemployment: A Structural VAR Approach", *European Economic Review*, 41 (7), 1281-1307.
- Dolado, J. J., Felgueroso, F. y Jimeno, J. F. (2000): "Youth Labour Markets in Spain: Education, training, and crowding-out", *European Economic Review*, 44 (4-6), 943-956.
- Duch, R. M. y Stevenson, R. (2006): "Assesing the Magnitude of the Economic Vote Over Time and Across Nations", *Electoral Studies*, 25 (3), 528-547.
- Friedlander, D., Greenberg, D. H. y Robins, P. K. (1997): "Evaluating Government Training Programs for the Economically Disadvantaged", *Journal of Economic Literature*, vol. 35 (diciembre), 1809-1855
- García, C. (2007): "Las Políticas del Mercado de Trabajo: Desempleo y Activación Laboral", *Política y Sociedad*, 44 (2), 135-151.

- García, J. I. (2008): “La Muestra Continua de Vidas Laborales: Una Guía de Uso para el Análisis de Transiciones”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. 16, nº E-1, 5-28.
- Hahn, J. (1998): “On the Role of the Propensity Score in Efficient Semiparametric Estimation of Average Treatment Effects”, *Econometrica*, 66 (2), 315-331.
- Hahn, J., Hirano, K. y Karlan, D. (2008): “Adaptative Experimental Design Using the Propensity Score”, Unpublished.
- Heckman, J. J., Ichimura, H. y Todd, P. E. (1997): “Matching As an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme”, *Review of Economics Studies*, 64 (4), 605-654.
- Heckman, J. J., Ichimura, H., Smith, J. y Todd, P. E. (1998a): “Characterizing Selection Bias Using Experimental Data”, *Econometrica*, 66 (5), 1017-1098.
- Heckman, J. J., Ichimura, H., Smith, J. y Todd, P. E. (1998b): “Matching as an econometric evaluation estimator”, *Review of Economic Studies*, 65 (2), 261-294.
- Heckman, J. J. y Robb, R. (1985): “Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions”, en J. Heckman y B. Singer (eds.), *Longitudinal Analysis of Labour Market*, 156-245, New York, Ed.: Cambridge University.
- Heckman, J. J. y Vytlacil, E. (2005): “Structural Equations, Treatment Effects, and Econometric Policy Evaluation”, *Econometrica*, 73 (3), 669-738.
- Heckman, J., Smith, S., y Taber, C. (1998): “Accounting for Dropouts in Evaluations of Social Programs”, *Review of Economics and Statistics*, 80 (1), 1-14.
- Hirano, K. e Imbens, G. (2001): “Estimation of Causal Effects Using Propensity Score Weighting: An Application to Data on Right Heart Catheterization”, *Health Services & Outcomes Research Methodology*, 2(3-4), 259-278.
- Hirano, K., G. Imbens, y Ridder, G (2003): “Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score”, *Econometrica*, 71(4), 1161-1189.
- Holland, P. W. (1986): “Statistics and Causal Inference” (with discussion), *Journal of the American Statistical Association*, 81 (396), 945-970.
- Hotz, V. J., G. W. Imbens y Mortimer, J. H. (2005): “Predicting the Efficacy of Future Training Programs Using Past Experiences at Other Locations”, *Journal of Econometrics and Statistics*, 125 (1-2), 241-270.
- Imai, K. (2005): “Do Get-Out-The Vote Calls Reduce Turnout? The Importance of Statistical Methods for Field Experiments”, *American Political Science Review*, 99 (2), 283-300.
- INE (2009): Encuesta de población activa, III T 2009. www.ine.es
- Kluve, J. (2007): “The Effectiveness of European ALMP’s”, en Kluve, J. et al. (eds.), *Active Labor Market Policies in Europe: Performance and Perspectives*, Berlín y Heidelberg, Ed.: Springer, 153-203.
- Lechner, M. (1999): “Earnings and Employment Effects of Continuous Off-the-Job Training in East Germany after Unification”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 17 (1), 74-90.
- Manski, C. y Garfinkel, I. (1992): “Evaluating Welfare and Training Programs”, Cambridge, Massachusetts, Ed.: Harvard University Press.
- Mato, F. J. (2010): “La Formación Continua en España desde una Perspectiva Comparada. Balance y propuestas de mejora”, *Papeles de Economía Española*, 124, 266-280.
- Mato, F. J. y Cueto, B. (2008): “Efectos de las Políticas de Formación a Desempleados”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. 16, nº 46, 61-84.

- Ministerio de Educación (2009): “Informe sobre el Estado y Situación del Sistema Educativo. Curso 2008-2009”.
- Morgan, S. L. and Harding, D. J (2006): “Matching Estimators of Causal Effects: Prospects and Pitfalls in Theory and Practice”, *Sociological Methods & Research*, 35 (1), 3-60.
- Oakes, J. M. and Church, T. R. (2007): “Invited Commentary: Advancing Propensity Score Methods in Epidemiology”, *American Journal of Epidemiology*, 65 (10), 1119-1121.
- OCDE (2008): “Economic Surveys: Spain. Chapter 3”. (www.oecd.org)
- OCDE (2009a): “Public Expenditure and Participant Stocks on Labour Market Programmes”. (www.oecd.org)
- OCDE (2009b): “Addressing the Labour Market Challenges of the Economic Downturn: A Summary of Country Responses to the OECD-EC Questionnaire”. (www.oecd.org)
- Park, N., Power, B., Riddell, W. C. y Wong, G. (1996): “An Assessment of the Impact of Government-Sponsored Training”, *Canadian Journal of Economics*, 29 (Special Issue: Part I), S93-S98.
- Pearl, J. (2000): “Causality: Models, Reasoning and Inference”, Cambridge, Ed.: Cambridge University Press.
- Robins J. y Rotnitzky, A. (1995): “Semiparametric Regression Estimation in the Presence of Dependent Censoring”, *Biometrika*, 82 (4), 805-820.
- Rosenbaum, P. R. (2002): “Covariance Adjustment in Randomized Experiments and Observational Studies”, *Statistical Science*, 17 (3), 286-327.
- Rosenbaum, P. R. y Rubin, D. B. (1983): “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 70 (1), 41-55.
- Rubin, D. B. (1974): “Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Non-randomized Studies”, *Journal of Educational Psychology*, 66 (5), 688-701.
- Rubin, D. B. (1978): “Bayesian Inference for Causal Effects the Role of Randomization,” *Annals of Statistics*, 6 (1), 34-58.
- Rubin D. B. (2008): “For Objective Causal Inference, Design Trumps Analysis”, *Annals of Applied Statistics*, 2 (3), 808-840.
- Smith, H. L. (1997): “Matching with Multiple Controls to Estimate Treatment Effects in Observational Studies”, *Sociological Methodology*, 27, 325-353.
- Smith, J. (2000): “A Critical Survey of Empirical Methods for Evaluating Active Labour Market Policies”, *Swiss Journal of Economic Statistics*, 136 (3), 1-22.
- Smith, J. y Todd, P. (2005): “Does Matching Overcome Lalonde’s Critique of Nonexperimental Estimators”, *Journal of Econometrics*, 125 (1-2), 305-353.
- Zweimüller, J. y Winter-Ebmer, R. (1996): “Manpower Training Programmes and Employment Stability”, *Economica*, vol. 63, nº 249, 113-130.