



ARTÍCULO

Políticas de empleo y sus efectos: el caso de la formación dirigida a desempleados

Maite Blázquez, Ainhoa Herrarte* y Felipe Sáez

Departamento de Análisis Económico: Teoría Económica e Historia Económica, Universidad Autónoma de Madrid, Madrid, España

Recibido el 4 de junio de 2012; aceptado el 14 de noviembre de 2012

CÓDIGOS JEL

J64;
J68

PALABRAS CLAVE

Empleo;
Formación;
Ajuste ocupacional;
Versatilidad profesional

JEL CLASSIFICATION

J64;
J68

KEYWORDS

Employment;
Training;

Resumen El artículo analiza cómo afecta al empleo y al ajuste ocupacional de los individuos registrados en las oficinas de empleo el hecho de participar en cursos de formación. Para ello se elaboran distintos indicadores y se estiman las probabilidades de emparejamiento entre oferta y demanda laboral. Los datos utilizados proceden de los registros administrativos del Servicio Regional de Empleo de la Comunidad de Madrid referidos al periodo 2006-2009. Los resultados señalan que, por un lado y aún controlando por el sesgo de selección que registran los participantes en acciones de formación, tal participación eleva la probabilidad de empleo en términos significativos respecto a la alcanzada por los individuos que no se han beneficiado de acciones de este tipo. Los resultados indican que la participación en un curso de formación no solo incrementa la probabilidad de empleo, sino que también eleva la probabilidad de que dicho empleo se ajuste en mayor medida a las profesiones demandadas por los individuos, lo que implica que la participación en cursos permite acercar de una manera más adecuada la demanda de empleo de aquellos a las vacantes existentes en el mercado laboral.

© 2012 Asociación Cuadernos de Economía. Publicado por Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

Employment policies and their effects: The case of training programmes addressed to the unemployed

Abstract We analyze the effect of participation in public training programs on the probability of employment and occupational matching of jobseekers inscribed at public employment offices. After defining different labour market indicators, we estimate probabilities of employment and occupational matching between job demands and contracts. We use administrative records coming from the regional employment service of the Autonomous

*Autor para correspondencia.

Correo electrónico: ainhoa.herrarte@uam.es (A. Herrarte).

Occupational
matching;
Professional
versatility

Community of Madrid for the period 2006-2009. Our empirical results show that, even after controlling for selection bias, participants in training programs display higher employment probabilities and higher probabilities of occupational matching. This indicates that participation in this kind of policies allows a better adjustment between job demands and labour market vacancies.

© 2012 Asociación Cuadernos de Economía. Published by Elsevier España, S.L. All rights reserved.

1. Introducción

Las políticas activas de empleo, que vienen siendo aplicadas por buena parte de los países año tras año, cobran una especial importancia en una situación de atonía económica, dado que su objetivo principal es favorecer las oportunidades de empleo de los desempleados. Entre estas políticas destacan los cursos de formación, que tratan de mejorar la cualificación laboral y oportunidades de empleo de los demandantes. Los programas formativos llevados a cabo en el marco de estas actuaciones tienen así por objetivo incrementar el capital humano de los desempleados, dotándoles de una preparación básica o bien específica que les permita un reciclaje en aquellos casos en los que se hayan producido en la economía cambios sectoriales u ocupacionales que requieran la renovación de conocimientos y habilidades profesionales.

Desde un punto de vista normativo, la adopción de estas medidas, así como del resto de políticas activas, está plenamente justificada. Sin embargo, de cara a mejorar la eficiencia de las mismas es preciso realizar ejercicios de evaluación que permitan conocer si se han alcanzado los objetivos perseguidos y que puedan servir además de herramienta de cara a la asignación de recursos y selección de actuaciones para mejorar las oportunidades de empleo de los desempleados. En este sentido, la disponibilidad de datos individuales adecuados para realizar dicho tipo de análisis resulta crucial. Mientras que las evaluaciones microeconómicas tienen una larga trayectoria en países como Estados Unidos o buena parte de los europeos (ver, entre otros, Gerfin y Lechner, 2002; Caliendo, 2006; Caliendo et al., 2008), en el caso español las valoraciones de esta naturaleza no son muy frecuentes.

En España, la escasez de microdatos de acceso libre sobre los resultados laborales de los participantes en políticas activas y, consecuentemente, en programas de formación, es el principal motivo por el cual existen pocos trabajos empíricos. A pesar de ello se han realizado evaluaciones rigurosas de diferentes medidas aplicadas a diferentes bancos de datos, regiones y periodos temporales. Destaca entre ellas el estudio realizado por Mato (2002) sobre los efectos de la participación en el programa de formación ocupacional para desempleados en el Principado de Asturias¹. En dicho estudio se realiza una evaluación cuasi-experimental comparando los resultados de una muestra de participantes con un grupo de control de no participantes pero que sí solicitaron su inclusión en el programa, aunque a la postre y por falta de plazas

no pudieran realizarlo. A pesar de la dificultad que entraña la selección de grupos de control adecuados cuando la evaluación se realiza ex post, el procedimiento utilizado en este estudio permite aislar de manera adecuada el sesgo de auto-selección que se produce entre los participantes.

Con una metodología similar en la selección del grupo de control, destaca también el trabajo más reciente de Mato y Cueto (2008), donde nuevamente utilizan como tal grupo un colectivo de no participantes que solicitaron la participación, los cuales, aun cumpliendo los requisitos de admisión, no fueron aceptados finalmente. Otras evaluaciones basadas en microdatos pero con grupos de control que no permiten controlar la motivación inicial de los participantes, pues se comparan los resultados de participantes y no participantes, son los realizados por Herrarte y Sáez (2007) y más recientemente Arellano (2010) utilizando en ambos casos registros administrativos para el conjunto nacional. Con el mismo tipo de grupos de control, Cueto et al. (2010) realizan una evaluación del plan de formación para el empleo en Cataluña. Respecto a las metodologías utilizadas en las evaluaciones con microdatos realizadas para el caso español se han usado modelos probabilísticos tipo logit (Mato, 2002; Herrarte y Sáez, 2007) y también técnicas más depuradas para esta clase de análisis como el *propensity score matching* (Mato y Cueto, 2008; Cueto et al., 2010; Arellano, 2010).

En este marco, este artículo pretende aportar nueva evidencia empírica sobre el impacto de la participación en programas de formación sobre el empleo. Concretamente, el objetivo es analizar cómo influye la participación en acciones formativas sobre la evolución laboral de los desempleados, tanto en lo referente a las oportunidades de acceso a los diferentes puestos de trabajo como a las características de estos últimos. Mientras que el efecto de la formación sobre el empleo o los salarios es un fenómeno ampliamente estudiado por la literatura económica (véase, entre otros, Lalonde, 1986; Dehejia y Wahba, 1999; Boone y Van Ours, 2005; Hujer et al., 2006; OCDE, 2005, o los ya mencionados para el caso español), no lo es tanto el efecto de la participación sobre la sincronización entre el empleo demandado por los individuos y las características del puesto al que finalmente acceden (Comunidad de Madrid, 2010).

En el presente trabajo se analiza, concretamente, cómo la participación en cursos de formación afecta al empleo de los individuos. Para ello se parte de una muestra de demandantes procedentes de registros administrativos que se encontraban inscritos en las oficinas de empleo en algún momento entre enero de 2006 y diciembre de 2009. De ellos, algunos habían participado en cursos de formación y otros no. Con la información disponible de ambos grupos,

1. El autor realiza también una evaluación de los resultados de la formación continua.

se elabora un conjunto de indicadores para posteriormente estimar la probabilidad de empleo para el conjunto de los individuos con el fin de ver cómo la participación en un curso afecta a dicha probabilidad. En segundo lugar, para aquellos individuos que efectivamente han accedido a un empleo, se estudia su ajuste ocupacional, entendiéndose este como la adecuación de la ocupación del contrato a la ocupación demandada inicialmente por el individuo. Nuevamente se elaboran un conjunto de indicadores y posteriormente se estima la probabilidad de emparejamiento ocupacional entre oferta y demanda laboral con el objetivo de estimar el impacto de la participación sobre dicha probabilidad. Dada la riqueza de los datos utilizados, es posible conocer además un buen número de características de los cursos tales como la especialidad, el resultado final del curso y otros aspectos que permiten profundizar en cómo dichas características afectan tanto al empleo como al ajuste ocupacional.

La investigación realizada consiste en una evaluación no experimental, pues la decisión de participación en los cursos es voluntaria y la toman los propios desempleados sin que haya habido una selección aleatoria previa por parte del investigador. Ello hace que los individuos participantes en cursos posean unas características, observables y no observables, diferentes a las de los no participantes, por lo que es necesario considerar dichas diferencias de cara a evitar sesgos en las estimaciones del impacto de la formación (Lalonde, 1986; Harkman y Johansson, 1999; Richardson y Van den Berg, 2002; Lalive et al., 2002). La estrategia seguida en este artículo ha consistido en estimar conjuntamente la probabilidad de participación en un curso y la probabilidad de empleo o de emparejamiento ocupacional, utilizando para ello modelos probit bivariados con selección muestral (Maddala, 1983; Greene, 1996). Dado que la participación es una decisión endógena, los modelos probit bivariados permiten estimar el efecto de la participación en un curso sobre la probabilidad de empleo o de emparejamiento ocupacional teniendo en cuenta dicha endogeneidad, asumiendo que los errores asociados a ambas probabilidades están correlacionados y se distribuyen como una función normal bivariada.

El artículo se organiza de la forma siguiente. Tras esta introducción, en el segundo apartado se exponen las características de los datos utilizados, extraídos de los registros de las oficinas de empleo. El tercero refleja, de manera descriptiva, el comportamiento del empleo en función de las principales características personales y laborales de los participantes y su comparación con los no participantes en las acciones de formación, lo cual incluye estimaciones de probabilidades de empleo. El cuarto apartado se centra en los fenómenos de emparejamiento entre la ocupación demandada por los demandantes que recibieron cursos de formación y la ocupación alcanzada reflejada en el contrato laboral. El quinto recoge los resultados del análisis econométrico, referidos a las probabilidades comparadas entre participantes y no participantes en acciones formativas. En el sexto se estudian los efectos de las características del curso sobre el empleo y el emparejamiento ocupacional de los individuos participantes. El séptimo y último apartado incluye, al hilo de los análisis llevados a cabo en los apartados anteriores, las principales conclusiones obtenidas.

2. Datos utilizados

Los datos utilizados en el trabajo proceden de los registros administrativos del Servicio Regional de Empleo de la Comunidad de Madrid. En concreto se estudia la participación en alguna de las acciones formativas incluidas en el *Plan de Formación para el Empleo de la Comunidad de Madrid*, el cual está formado por dos conjuntos de programas: planes de formación dirigidos a trabajadores desempleados y planes de formación dirigidos a trabajadores ocupados.

Dentro de las acciones de dicho plan, el artículo se centra en los planes de formación para desempleados. Los destinatarios de estas acciones formativas son trabajadores mayores de 16 años residentes en la Comunidad de Madrid que tienen la obligación de estar inscritos en las Oficinas de Empleo. El objetivo principal de estos cursos es mejorar las posibilidades de empleo de los participantes. Por ello, dadas las peores oportunidades de empleo de determinados colectivos, en la participación en estas acciones tienen prioridad, además de las mujeres, otros colectivos: jóvenes, personas con discapacidad, víctimas de terrorismo y de violencia de género, desempleados de larga duración, mayores de 45 años, personas con riesgo de exclusión social, inmigrantes y trabajadores afectados por expedientes de regulación de empleo.

La participación en un curso es voluntaria. De cara a la elección del curso, las personas interesadas acuden a una oficina de empleo donde un técnico en orientación profesional o en formación les orienta para realizar el curso que mejor se adecúe a sus necesidades. En esta orientación se tienen en cuenta aspectos tales como los conocimientos y experiencia laboral del solicitante, las actividades y tareas para las que ellos mismos se sienten capacitados, así como sus expectativas profesionales. A pesar de esto, la decisión final sobre el curso que desean realizar la toman los propios desempleados pudiendo seguir o no las orientaciones del técnico. No obstante, de cara a la selección final de los participantes en los cursos, estos deben cumplir los requisitos mínimos exigidos en el perfil de acceso al curso, así como superar un proceso de selección específico en aquellos cursos en los que sea necesario.

Los datos utilizados consisten en tres tipos de registros: i) registro de demandas, el cual incluye el universo de demandantes de empleo²; ii) registro de servicios, que contiene el universo de demandantes que han recibido algún servicio, incluyéndose aquí por tanto a quienes han recibido algún tipo de formación ocupacional; iii) finalmente, registro de contratos con el universo de los contratos formalizados. Se trata en todos los casos, por tanto, de datos individuales. Aunque son tres bases de datos diferentes, ha sido posible enlazarlas utilizando el identificador anónimo del individuo. Dicho cruce permite saber para el universo de demandantes de empleo quiénes han participado en alguna política de empleo (servicio, en la terminología de la CM), en cuál de ellas y en qué momento, así como la duración de

2. El registro de demandas incluye tanto a los demandantes de empleo que utilizan las oficinas de empleo como cauce de búsqueda, como aquellas personas que tienen obligación de inscribirse en calidad de demandante, siendo los perceptores de prestaciones por desempleo un ejemplo de ello.

la misma y otras características. El cruce de los registros permite conocer igualmente, para todos los demandantes de empleo, quiénes han tenido algún contrato y las características del mismo (tipo de contrato, fecha de inicio y de finalización en el caso de los contratos temporales, jornada laboral, tamaño de la empresa, ocupación, etc.). Una vez fusionados los tres registros se elabora un conjunto de indicadores relacionados con el acceso a un empleo y posteriormente se realiza un análisis empírico sobre el impacto de la participación en políticas de formación sobre el empleo y sobre el ajuste ocupacional.

Todas las características personales de los individuos quedan recogidas en el registro de demandas. Este registro ofrece información sobre sexo, edad, nivel de estudios, nacionalidad, tiempo inscrito como demandante de empleo, si percibe o no prestación por desempleo, etc., pero además recoge información muy valiosa sobre las características del tipo de empleo demandando (características de la demanda). Dentro de estas se incluye la ocupación demandada, considerando un nivel de detalle de 8 dígitos según la Clasificación Nacional de Ocupaciones de 1994 (CNO-1994). Una vez conocido el nivel de formación de un individuo, la ocupación demandada refleja información complementaria muy útil, pues a pesar de que una batería amplia de ocupaciones puedan llevar asociado el mismo nivel de estudios, las habilidades y tareas asociadas a dicho puesto pueden ser muy distintas (Lechner et al., 2011). En este sentido, la ocupación demandada enriquece la información relativa al capital humano de un individuo, pues es de esperar que los individuos demanden empleos acordes no solo con su formación, sino también con las habilidades requeridas para dicho empleo, así como con la experiencia laboral específica que posean en dichas ocupaciones.

Dentro del registro de demandas, cada mes los individuos pueden encontrarse en situación de «alta», es decir, son demandantes de empleo (buscan empleo) o bien en situación de «baja», lo que significa que hasta ese momento habían estado en situación de alta pero que en ese mes han sido dados de baja en el registro y por tanto ya no aparecerán en la base de datos en momentos posteriores (salvo que vuelvan a inscribirse). El principal motivo de las bajas es el hecho de que el individuo haya conseguido un empleo («baja por colocación»), si bien también puede ser causa de baja en el registro el hecho de no renovar la demanda de empleo.

Partiendo del registro de demandas se elaboran las estadísticas de paro registrado³ en España. Como es sabido, este registro no incluye el universo de desempleados, pues hay individuos parados que a pesar de buscar activamente un empleo no se inscriben como demandantes de empleo en las oficinas públicas. Según la Encuesta de Población Activa, aproximadamente un 30% de los parados en España no se registra como demandante en las oficinas de empleo.

A efectos del análisis llevado a cabo en este artículo, la muestra seleccionada está formada por el universo de demandantes que se encontraban en situación de alta como demandantes de empleo o en situación de baja por coloca-

ción en algún mes comprendido entre enero de 2006 y diciembre de 2009. Dado que a lo largo de un periodo de tiempo extenso los demandantes pueden aparecer inscritos repetidas veces, para cada individuo se ha seleccionado su última situación administrativa⁴, es decir, su última demanda de empleo. Así, la muestra seleccionada engloba 1,1 millones de demandantes, de los cuales 73.098 han participado en algún curso de formación a lo largo del periodo analizado. Las características personales y laborales de la muestra quedan recogidas en la tabla 1.

Como puede observarse en dicha tabla, el 50% de la muestra son mujeres, un 42% tiene estudios de primera etapa de secundaria, el 34% tiene menos de 30 años y el 78% son españoles. Además, entre las ocupaciones u oficios demandados sobresalen los «trabajadores no cualificados» (un 21%) y los «dependientes y trabajadores de servicios», que alcanzan el 17% del total. Respecto a la experiencia laboral que poseen los individuos en la ocupación demandada, más de un 55% declara tener más de 1 año de experiencia. Finalmente, la gran mayoría de los demandantes (un 92%) son indiferentes respecto a la jornada laboral en el puesto.

Como se ha dicho, del conjunto de demandantes seleccionados, el 6.4% (73.098 personas) participaron en algún programa formativo⁵. El procedimiento seguido para identificar a los participantes en cursos ha consistido en buscar a los 1,1 millones de demandantes en el registro de servicios, considerándoles como participantes en el caso de que hayan realizado algún curso antes de la fecha correspondiente a su última situación administrativa. Por ejemplo, para un individuo cuya última situación administrativa sea junio de 2006, se le identifica como «participante» si ha tomado parte en algún programa de formación con anterioridad a esa fecha.

En relación con las características de los individuos participantes en medidas de formación, pueden apreciarse algunos aspectos diferenciales frente al grupo de no participantes, pues entre los primeros la proporción de mujeres es algo mayor (53% frente a 50%) y son también más jóvenes (el 83% de los participantes tienen menos de 45 años mientras que la cifra es del 76% entre los no participantes). También hay diferencias en relación con el nivel de formación; pues, en general, los participantes poseen un mayor nivel de estudios de partida. Además, aunque la mayoría de los demandantes son españoles, estos tienen aún mayor peso relativo en el conjunto de participantes (90% frente a un 77% entre los no participantes). Relacionado lógicamente con el mayor nivel de estudios que poseen los participantes, las ocupaciones que estos demandan son también diferentes. Concretamente, entre los participantes en medidas de formación un 50% de ellos demandan empleos cualificados (como directivos, científicos, técnicos o administrativos) y entre los no participantes solo un 38% demandan este tipo de empleos. Sin embargo, en cuanto a la experiencia en la ocupación demandada se refiere, el porcentaje de participantes que

3. En la Orden Ministerial de 11 de marzo de 1985 (BOE de 14/03/1985) se establecen los criterios estadísticos para la medición del paro registrado.

4. Cada mes el registro de demandas incluye el universo de demandantes inscritos en las oficinas. Al considerar el periodo de enero de 2006 a diciembre de 2009, hay individuos que aparecen repetidos en la muestra, pues un mismo individuo puede estar inscrito como demandante durante varios meses. Para estos casos, se selecciona la última fecha administrativa.

5. Una exposición completa de la muestra puede consultarse en Comunidad de Madrid (2010).

Tabla 1 Características de la muestra

| | | Características de la muestra (miles de personas y %) | | |
|------------------------------------|-----------------------------------|---|---------------|------------------|
| | | Total | Participantes | No participantes |
| <i>Total</i> | | 1.142,3 | 73,1 | 1.069,2 |
| <i>Sexo</i> | Hombre | 50,1% | 47,4% | 50,3% |
| | Mujer | 49,9% | 52,7% | 49,8% |
| <i>Edad</i> | 16-19 años | 3,6% | 3,7% | 3,5% |
| | 20-24 años | 12,6% | 14,3% | 12,5% |
| | 25-29 años | 18,0% | 20,4% | 17,9% |
| | 30-34 años | 17,0% | 19,2% | 16,9% |
| | 35-44 años | 24,9% | 25,6% | 24,9% |
| | 45-54 años | 15,2% | 13,6% | 15,3% |
| | 55-64 años | 8,7% | 3,2% | 9,1% |
| <i>Nivel de estudios</i> | Primaria | 14,5% | 6,0% | 15,0% |
| | Secundaria 1.ª etapa | 42,3% | 39,5% | 42,5% |
| | Secundaria 2.ª etapa | 20,9% | 27,6% | 20,4% |
| | Terciaria | 22,3% | 26,9% | 22,0% |
| <i>Nacionalidad</i> | Espanoles | 77,9% | 90,0% | 77,1% |
| | Extranjeros | 22,1% | 10,0% | 22,9% |
| <i>Ocupación demandada</i> | Directivos | 1,8% | 1,0% | 1,9% |
| | Científicos e intelectuales | 11,5% | 12,0% | 11,4% |
| | Técnicos | 10,9% | 15,3% | 10,7% |
| | Administrativos | 14,9% | 21,7% | 14,5% |
| | Trabajadores servicios | 16,9% | 14,5% | 17,1% |
| | Trabajadores agricultura y pesca | 1,0% | 1,0% | 1,0% |
| | Artesanos industria, construcción | 15,7% | 11,8% | 15,9% |
| | Operadores y montadores | 5,9% | 8,3% | 5,7% |
| | Trabajadores no cualificados | 21,4% | 14,5% | 21,9% |
| <i>Experiencia en la ocupación</i> | Ninguna | 25,2% | 30,0% | 24,9% |
| | Un año o menos | 19,7% | 22,2% | 19,5% |
| | Más de un año | 55,1% | 47,8% | 55,6% |
| <i>Jornada solicitada</i> | Indiferente | 92,5% | 93,1% | 92,4% |
| | Parcial | 2,4% | 2,9% | 2,4% |
| | Completa | 5,2% | 4,0% | 5,2% |

Fuente: elaboración propia a partir de los registros administrativos de las de las oficinas de empleo de la CM.

no poseen experiencia es más elevado que entre los no participantes, es decir, tienen menos experiencia en la ocupación. Finalmente, respecto a la jornada solicitada, no se aprecian diferencias relevantes entre participantes y no participantes.

3. Efectos de la formación sobre el acceso al empleo

En esta sección se elabora un conjunto de indicadores relacionados con la evolución en términos de empleo de los demandantes inscritos en las oficinas de empleo. Concretamente se definen dos tipos de indicadores⁶: i) tasa de em-

pleo al final del período (porcentaje de demandantes cuya última situación administrativa en el registro de demandas es de «baja por colocación»); y ii) tasa histórica de colocación (porcentaje de demandantes que durante el período de análisis han tenido al menos un contrato laboral).

Los resultados de ambos indicadores, considerados de forma global, se exponen en la tabla 2, presentándose diferenciadamente para el grupo de participantes y de no participantes. Para ambos indicadores se presenta además la tasa relativa entre unos y otros; es decir, el cociente entre la tasa de empleo (o de colocación) registrada por los participantes y la correspondiente a los no participantes expresada en tantos por cien. Los resultados de ambos indicadores, pese a ser de carácter descriptivo, son bastante elocuentes. El primer aspecto a destacar es que las tasas de empleo son más elevadas para el grupo de quienes han participado en cursos de formación; concretamente, la tasa del grupo de participantes resulta un 20% superior a la alcanzada

6. La elaboración de indicadores puede hacerse más rica, tal como se expone en Comunidad de Madrid (2010).

Tabla 2 Tasas de empleo y tasas históricas de colocación según características personales

| | Tasas de empleo ^a (%) | | | | Tasas históricas de colocación ^b (%) | | | |
|------------------------------------|----------------------------------|---------------|------------------|--------------------------|---|---------------|------------------|--------------------------|
| | Total | Participantes | No participantes | TE relativa ^c | Total | Participantes | No participantes | TC relativa ^d |
| <i>Total</i> | 53,1% | 62,7% | 52,4% | 119,7 | 72,8% | 86,2% | 71,9% | 119,9 |
| <i>Sexo</i> | | | | | | | | |
| Hombre | 51,4% | 62,8% | 50,6% | 124,1 | 73,0% | 86,4% | 72,1% | 119,8 |
| Mujer | 54,8% | 62,7% | 54,2% | 115,6 | 72,7% | 86,0% | 71,7% | 119,9 |
| <i>Edad</i> | | | | | | | | |
| 16-19 años | 66,5% | 69,1% | 66,3% | 104,2 | 75,0% | 81,5% | 74,5% | 109,4 |
| 20-24 años | 68,6% | 69,3% | 68,6% | 101,1 | 85,2% | 89,2% | 84,8% | 105,2 |
| 25-29 años | 65,4% | 71,3% | 64,9% | 109,7 | 82,8% | 90,5% | 82,3% | 110,0 |
| 30-34 años | 57,0% | 67,3% | 56,2% | 119,9 | 77,5% | 89,6% | 76,5% | 117,1 |
| 35-44 años | 49,4% | 59,4% | 48,7% | 121,9 | 71,8% | 85,5% | 70,9% | 120,6 |
| 45-54 años | 42,2% | 48,5% | 41,8% | 115,8 | 66,1% | 79,0% | 65,3% | 121,0 |
| 55-64 años | 21,5% | 32,2% | 21,3% | 151,3 | 39,2% | 65,6% | 38,6% | 169,9 |
| <i>Nivel de estudios</i> | | | | | | | | |
| Primaria | 45,1% | 55,0% | 44,8% | 122,6 | 68,3% | 82,0% | 67,9% | 120,8 |
| Secundaria 1.ª etapa | 50,8% | 59,2% | 50,3% | 117,7 | 73,7% | 85,4% | 72,9% | 117,1 |
| Secundaria 2.ª etapa | 56,8% | 65,1% | 56,0% | 116,2 | 73,4% | 86,7% | 72,1% | 120,2 |
| Terciarios | 59,0% | 67,3% | 58,3% | 115,3 | 73,9% | 87,6% | 72,7% | 120,5 |
| <i>Nacionalidad</i> | | | | | | | | |
| Españoles | 53,2% | 63,3% | 52,4% | 120,8 | 72,0% | 86,6% | 70,8% | 122,3 |
| Extranjeros | 52,5% | 57,5% | 52,3% | 109,9 | 75,8% | 82,6% | 75,6% | 109,3 |
| <i>Ocupación demandada</i> | | | | | | | | |
| Directivos | 45,6% | 69,5% | 44,8% | 155,3 | 57,4% | 87,3% | 56,3% | 155,1 |
| Científicos e intelectuales | 59,5% | 66,3% | 59,0% | 112,3 | 72,6% | 85,8% | 71,7% | 119,7 |
| Técnicos | 56,1% | 65,8% | 55,1% | 119,4 | 71,5% | 86,8% | 70,0% | 124,0 |
| Administrativos | 54,3% | 64,2% | 53,3% | 120,6 | 71,3% | 86,8% | 69,8% | 124,4 |
| Trabajadores servicios | 57,8% | 62,7% | 57,5% | 109,1 | 76,0% | 85,6% | 75,4% | 113,5 |
| Trabajadores agricultura y pesca | 46,2% | 51,8% | 45,8% | 113,1 | 74,9% | 85,2% | 74,2% | 114,8 |
| Artisanos industria, construcción | 45,8% | 58,3% | 45,2% | 128,9 | 74,1% | 85,6% | 73,5% | 116,5 |
| Operadores y montadores | 50,4% | 64,7% | 49,0% | 132,1 | 72,6% | 89,2% | 71,0% | 125,6 |
| Trabajadores no cualificados | 50,5% | 57,2% | 50,2% | 113,9 | 72,6% | 84,0% | 72,0% | 116,7 |
| <i>Experiencia en la ocupación</i> | | | | | | | | |
| Ninguna | 60,7% | 65,5% | 60,3% | 108,7 | 75,5% | 84,7% | 74,8% | 113,2 |
| Un año o menos | 59,2% | 61,4% | 59,1% | 103,9 | 81,1% | 87,2% | 80,5% | 108,3 |
| Más de un año | 47,4% | 61,6% | 46,6% | 132,4 | 68,6% | 86,6% | 67,6% | 128,1 |
| <i>Jornada solicitada</i> | | | | | | | | |
| Indiferente | 52,1% | 62,5% | 51,4% | 121,5 | 72,6% | 86,5% | 71,8% | 120,5 |
| Parcial | 62,7% | 64,2% | 62,6% | 102,6 | 74,4% | 82,0% | 73,7% | 111,3 |
| Completa | 65,8% | 67,9% | 65,7% | 103,4 | 74,8% | 82,7% | 74,4% | 111,2 |

^aTasa de empleo (última situación administrativa): Porcentaje de personas que en el registro de demandas se encuentran en situación de baja administrativa «por colocación».

^bTasa histórica de colocación (a lo largo del periodo): Porcentaje de personas que durante el periodo analizado han tenido al menos una baja por colocación (un contrato).

^cTE relativa: tasa de empleo relativa = (tasas de empleo de participantes/tasas de empleo de No participantes) × 100.

^dTC relativa: tasa de colocación relativa = (tasa de colocación participantes/tasa de colocación No participantes) × 100.

Fuente: elaboración propia a partir de los registros administrativos de las de las oficinas de empleo de la Comunidad de Madrid.

por el grupo de no participantes (unos 10 puntos porcentuales de diferencia). Estos resultados, pese a ser agregados, parecen indicar que, de cara a alcanzar un puesto de trabajo, existe un efecto añadido positivo derivado de la formación.

Respecto a las tasas históricas de colocación los resultados son similares pues dichas tasas resultan igualmente superiores en el caso del grupo de participantes. En términos absolutos la diferencia frente al grupo de no participantes

se amplía a más de catorce puntos. Estos datos refuerzan, por tanto, los anteriores, con lo cual las conclusiones expuestas alcanzan así mayor grado de robustez.

Al descender a un mayor nivel de desagregación, considerando ahora distintas características personales y laborales de los individuos, se aprecian nuevamente determinadas diferencias entre unos y otros. En primer lugar hay que destacar que para cualquiera de las características consideradas, las tasas de empleo y de colocación de los participantes en

cursos de formación resultan siempre superiores a las registradas por los no participantes. No obstante, el efecto añadido que parece aportar la participación en cursos es más intenso en determinados colectivos. Respecto al nivel de estudios, aunque las mayores tasas de empleo y de colocación se registran entre aquellos con mayor capital humano, el efecto añadido por la formación parece ser tanto mayor cuanto menor es el nivel formativo, destacando especialmente el impacto de la misma entre quienes no sobrepasan estudios de primaria. En el plano de la edad, las tasas de empleo y de colocación descienden a medida que aumenta la edad; sin embargo, lo más destacado es que los efectos inducidos de la formación son superiores para los grupos de «no jóvenes», haciéndolo especialmente y de manera notable en el colectivo por encima de los 55 años.

Por su lado, los trabajadores españoles alcanzan tasas de empleo ligeramente más elevadas que los extranjeros; y, además, sus tasas relativas resultan sustancialmente más altas que las registradas para los trabajadores de otras nacionalidades. Lo que parece indicar que la formación incrementa más la probabilidad de empleo de los nativos. En cuanto a la experiencia en la ocupación demandada, contrariamente a lo que cabría esperar, se aprecian mayores tasas de empleo y de colocación entre los que no poseen experiencia de partida, aunque dentro del grupo de participantes las diferencias entre unas y otras son pequeñas. Sin embargo, al mirar las tasas relativas se ve que estas son mayores entre los trabajadores con más experiencia. Finalmente se aprecian tasas de empleo y de colocación superiores entre los demandantes que buscan empleo a jornada completa, aunque el impacto de la formación parece ser más elevado entre los que son indiferentes a la jornada.

4. Evolución laboral de los individuos: emparejamiento ocupacional y versatilidad

Además del éxito que puedan tener las políticas de formación para los desempleados en términos de empleo, también es relevante su efecto potencial sobre las características del empleo al que finalmente acceden. Entre estas últimas resulta de especial interés el grado en el que las características del empleo se ajustan en mayor o menor medida al objetivo de búsqueda por parte de los demandantes, pues no es lo mismo conseguir un empleo en una ocupación acorde con las habilidades y preferencias de los individuos que en otro diferente.

Como ya se ha dicho, la explotación de los registros administrativos de las oficinas de empleo permite analizar, además del empleo, el ajuste ocupacional de los demandantes cuando se produce un contrato. Esto es así porque cuando los demandantes de empleo se registran en las oficinas, manifiestan cuál es la ocupación en la que desean trabajar (ocupación demandada), pudiendo elegir un orden de preferencias entre varias. La primera del listado de ocupaciones demandadas se supone que se acerca bastante, en la mayor parte de los casos, a la preparación profesional de los demandantes, sea inicial o bien adquirida con la práctica profesional de un oficio. Por otro lado, cuando acceden a un empleo (ocupación de llegada) lo pueden hacer a un puesto de trabajo cuyas tareas son coincidentes o no con la ocupación demandada. A efectos del análisis aquí llevado a cabo

se ha tomado siempre, como ocupación demandada, la primera del listado manifestado por el demandante; y como ocupación de llegada, la que figura en el contrato laboral alcanzado en el caso de acceder a una vacante de empleo ofrecida por una empresa o un empleador.

De manera específica, se ha definido como ajuste ocupacional aquellos casos en los que, habiéndose producido un contrato, la ocupación demandada por el individuo coincide con la ocupación de dicho contrato, considerándose en ambos casos la ocupación a cuatro dígitos de la Clasificación Nacional de Ocupaciones de 1994⁷. A nivel teórico cabría esperar una mayor eficiencia en el sistema de emparejamiento a medida que el grado de coincidencia entre las ocupaciones demandadas y las de llegada fuese más alta; es decir, cuanto más alto sea el grado de equilibrio entre ofertas y demandas, incluyéndose también el nivel de coincidencia entre la cualificación de la persona y el contenido del puesto laboral (Alba-Ramírez y Blázquez, 2004). Esta mayor eficiencia se traduciría, a su vez, en repercusiones positivas sobre la productividad del trabajo, menores tasas a nivel agregado de sobreeducación, duración del desempleo, paro y rotación laboral.

La realidad, sin embargo, es algo distinta. Incluso en circunstancias definidas como senda de crecimiento económico equilibrado, es decir, con ciclos suaves, los individuos son versátiles a la hora de poder desempeñar con solvencia puestos de trabajo que conllevan tareas diferentes; y ello por la razón de que los contenidos educativos y formativos adquiridos confieren un grado de adaptabilidad bastante elevado para la realización de una amplia gama de tareas, lo que no tiene por qué significar la existencia de desajuste ocupacional en el sentido general del término (Leuven y Oosterbeek, 2011). Es cierto que esta afirmación es relativa, pues existe indudablemente y de ordinario una larga lista de puestos de trabajo que tienen un escaso contenido común respecto a otros pertenecientes a familias profesionales distantes⁸.

El argumento anterior también puede aplicarse en sentido contrario. Un empleador que se vea ante la necesidad de cubrir las vacantes que se generan en su entorno empresarial, sabe que puede seleccionar a personas con distinto perfil, dentro de una gama de conocimientos con un componente común de cierta entidad. Y lo hace teniendo constancia de que los contenidos de los puestos varían a lo largo del tiempo y que el criterio de un mero equilibrio contable oferta-demanda no tiene por qué ser un condicionante excluyente (Blázquez y Herrarte, 2011). La existencia de «desajustes» entre ocupaciones se debe en buena parte igualmente a que, en muchas ocasiones, estas no son buenos indicadores de los contenidos de los puestos de trabajo. Eso significa que las empresas pueden ajustar las competencias de los nuevos trabajadores al grado de complejidad y responsabilidad de los puestos de trabajo que hay que cubrir; o bien que, en otras

7. Mientras que la información sobre la ocupación demanda (registro de demandas) está disponible a 8 dígitos, la información sobre la ocupación en el contrato (registro de contratos) solo puede conocerse a 4 dígitos.

8. En términos extremos, pongamos por caso, un abogado o un biólogo nada tienen que hacer en una mesa de operaciones quirúrgicas. O, en el colectivo de electricistas, por ejemplo, apenas estarán familiarizados sus componentes con tareas de albañilería.

Tabla 3 Tasas de emparejamiento ocupacional (*)

| | Tasa de emparejamiento ocupación total | TEO (participantes) | TEO (no participantes) | TEO relativa |
|--|--|---------------------|------------------------|--------------|
| <i>Total</i> | 22,0% | 15,9% | 22,5% | 70,7 |
| <i>Sexo</i> | | | | |
| Hombre | 19,5% | 14,0% | 20,0% | 70,0 |
| Mujer | 24,4% | 17,6% | 25,0% | 70,4 |
| <i>Edad</i> | | | | |
| 16-19 años | 22,8% | 16,3% | 23,3% | 70,0 |
| 20-24 años | 20,6% | 16,6% | 20,9% | 79,4 |
| 25-29 años | 19,6% | 15,2% | 20,0% | 76,0 |
| 30-34 años | 20,4% | 15,0% | 20,9% | 71,8 |
| 35-44 años | 23,0% | 16,1% | 23,6% | 68,2 |
| 45-54 años | 27,0% | 17,2% | 27,7% | 62,1 |
| 55-64 años | 28,6% | 18,4% | 29,0% | 63,4 |
| <i>Nivel de estudios</i> | | | | |
| Primaria | 27,2% | 17,8% | 27,5% | 64,7 |
| Secundaria 1.ª etapa | 23,1% | 16,1% | 23,6% | 68,2 |
| Secundaria 2.ª etapa | 19,5% | 16,2% | 19,8% | 81,8 |
| Terciaria | 20,1% | 15,0% | 20,5% | 73,2 |
| <i>Nacionalidad</i> | | | | |
| Españoles | 21,2% | 15,8% | 21,7% | 72,8 |
| Extranjeros | 25,0% | 16,4% | 25,3% | 64,8 |
| <i>Experiencia en la ocupación demandada</i> | | | | |
| Ninguna | 14,7% | 12,3% | 14,9% | 82,6 |
| Un año o menos | 20,6% | 14,7% | 21,1% | 69,7 |
| Más de un año | 26,9% | 18,9% | 27,6% | 68,5 |
| <i>Tipo de contrato</i> | | | | |
| Fijo | 22,6% | 17,9% | 22,9% | 78,2 |
| Temporal | 23,7% | 15,4% | 24,5% | 62,9 |
| Otros | 19,2% | 13,8% | 19,9% | 69,3 |

TEO: tasa de emparejamiento ocupacional.
 *Tasa de emparejamiento ocupacional: porcentaje de coincidencia entre ocupaciones demandadas (ocupaciones de partida) y ocupaciones reflejadas en el contrato laboral (ocupaciones de llegada). Las tasas se han calculado a nivel de 4 dígitos de la Clasificación Nacional de Ocupaciones 1994 del INE.
 Fuente de datos: registros de las oficinas de empleo de la Comunidad de Madrid.

circunstancias, pueden adaptar las exigencias de los puestos de trabajo a las competencias de los nuevos contratados (OCDE, 2011)⁹.

Con todo, el grado de «desajuste» ocupacional tiende a ser mucho más acusado en tiempos de atonía o crisis económica, pues al ir creciendo el stock de desempleados se estimula la búsqueda de puestos de trabajo alternativos. Y si la crisis conlleva cambios sustanciales en la estructura del sistema productivo, con la desaparición casi definitiva de un número elevado de puestos de trabajo de determinadas características, la tendencia al reciclaje o adaptación profesional se hace acuciante.

9. Un aspecto de gran interés relacionado con estos temas es la distinción que ha de hacerse para las personas entre las competencias acreditadas a través de la educación formal o inicial (calificación propiamente dicha) y el total de competencias que aquellas poseen. Las cuales engloban, además de las primeras, las adquiridas mediante la experiencia laboral o a través de la participación en acciones de formación más específicas.

Así pues, una medida del grado de emparejamiento no es siempre una aproximación al grado de eficiencia alcanzado en el ajuste entre ofertas y demandas de empleo. Teniendo esto presente, el indicador «tasa de emparejamiento ocupacional» (TEO), entendido como el porcentaje de coincidencia entre las ocupaciones demandadas por los individuos y las ocupaciones alcanzadas cuando se accede a un empleo, ha de ser manejado con prudencia. Los valores alcanzados bajo distintas circunstancias aparecen recogidos en la tabla 3. Como puede verse este resulta menor para los participantes en los cursos y especialmente entre el componente masculino; crece con la edad; se reduce con el nivel de estudios; resulta mayor entre los extranjeros; experimenta un aumento con la experiencia laboral en la ocupación; y es más elevado entre quienes acceden a un contrato temporal. Desde la perspectiva de la versatilidad, lo anterior equivale a señalar que los hombres son más versátiles que las mujeres; los trabajadores españoles en general más que los de nacionalidad extranjera; quienes alcanzan estudios de secundaria de segunda etapa o más elevados, superan a los de estudios inferiores; y quienes no tienen experiencia en la ocupación demandada acceden a puestos más variados que los demás.

Comparando las tasas alcanzadas por participantes y no participantes, el mero análisis descriptivo que se recoge en la tabla 3 parece señalar que el ajuste ocupacional resulta mayor entre los no participantes. A priori, dicho resultado podría interpretarse en el sentido de que la realización de cursos de formación dota de mayor versatilidad a los individuos, lo que les permitiría emplearse en puestos alternativos al inicialmente demandado. Sin embargo, el análisis econométrico que se realiza en la siguiente sección apunta que, una vez que se tienen en cuenta las diferentes características (observables y no observables) de los participantes en cursos, dicha participación tiende a incrementar el emparejamiento ocupacional.

5. Efectos de la formación: análisis econométrico

5.1. Probabilidad de empleo

En esta sección se profundiza en el impacto de la participación en cursos de formación sobre la inserción laboral de los demandantes. Para ello estimamos la probabilidad de que un individuo esté ocupado. Definimos la variable empleo como una variable latente Y_{ij}^* que viene determinada por las características personales y laborales de los individuos (X_{ki}) y sobre la que también influye la decisión de participar en un curso de formación (C_i^*):

$$Y_{ij}^* = C_i^* \beta^c + X_{ki} \beta^x + u_{ij} \quad (1)$$

donde u_{ij} es un término de error. En los casos en los que el individuo está ocupado ($Y_{ij}^* > 0$), definimos Y_{ij} como una variable binaria que toma el valor 1 si el individuo i aparece en situación de baja por colocación en su último registro administrativo en el archivo de demandas y valor 0 si sigue en situación de alta como demandante, es decir, sigue buscando empleo. A partir de aquí la probabilidad de empleo se define como la probabilidad de que $Y_{ij} = 1$. Por tanto:

$$pr(Y_{ij} = 1) = pr(Y_{ij}^* > 0) = pr(u_{ij} > -(C_i^* \beta^c + X_{ki} \beta^x)) \quad (2)$$

El vector de variables explicativas X_{ki} incluye el sexo, la edad, el nivel de estudios, la nacionalidad, el hecho de ser o no perceptor de prestación por desempleo y el tiempo que lleva el individuo inscrito como demandante. En ese vector se incluye también un conjunto de variables referidas a las características del empleo demandado. En concreto, se considera la jornada solicitada en la demanda de empleo, la ocupación demandada y, finalmente, la experiencia laboral declarada en dicha ocupación. Dado que la muestra analizada comprende el periodo 2006-2009, con el fin de controlar por el cambio de ciclo económico ocurrido a finales de 2007, se incluye además entre las explicativas una variable ficticia que tomar valor 1 para los demandantes cuya última situación administrativa es enero de 2008 o posterior.

Una primera aproximación al problema sería estimar la probabilidad de empleo a partir de un modelo logit o probit. No obstante, es un hecho ampliamente conocido (Heckman et al., 1999) la existencia de un sesgo de selección entre los participantes en políticas activas. Dicho sesgo se deriva de que los individuos que deciden participar en políticas ac-

tivas (programas formativos en este caso) poseen unas características observables y, sobre todo, no observables, diferentes a las de los individuos que deciden no participar. Estas diferencias pueden influir sobre los efectos de la participación en cursos sesgándolos al alza o a la baja, por lo que es necesario tener en cuenta la heterogeneidad existente entre unos individuos y otros. Como señalan Heckman et al. (1998), el hecho de analizar los resultados de individuos pertenecientes al mismo mercado laboral local tiende a disminuir el sesgo de selección. Aunque en este estudio se analizan demandantes de empleo registrados en la misma región (Comunidad de Madrid), resulta conveniente tener en cuenta dicho sesgo en las estimaciones.

Consecuentemente, la estimación del efecto de la participación en un curso de formación sobre la probabilidad de empleo debe considerar que la decisión de participación es una decisión endógena que denotamos por la variable latente C_i^* . Dicha decisión depende de un conjunto de variables personales y laborales del individuo que afectan también a la probabilidad de empleo, así como de otras variables que, influyendo sobre la decisión de participación, no lo hacen sobre la probabilidad de empleo.

Heckman y Smith (2004) analizan los determinantes de la participación en programas de formación y señalan que el hecho de que los potenciales candidatos conozcan la existencia de este tipo de medidas de formación tiene efectos relevantes sobre su participación en las mismas. Si existen diferencias entre unos individuos y otros en relación con el acceso a la información sobre la oferta de cursos, cabría esperar que aquellos individuos que estén menos informados registren también una menor probabilidad de participar en un curso. Estos autores señalan, como otro determinante importante de la decisión de participación, las propias expectativas que tengan los individuos sobre las posibilidades de que sean aceptados en el curso. Aquellos que piensen que tienen pocas posibilidades de ser seleccionados para participar en un programa de formación tendrán también una probabilidad menor de solicitar un curso y por tanto de participar en el mismo.

Partiendo de la evidencia empírica que encuentran estos autores, en este artículo hemos considerado que dentro del mismo mercado laboral local puede haber diferencias en el acceso a la información dependiendo del barrio o distrito en el que vivan los demandantes de empleo. En cualquier región grande los barrios con mayor renta media son las zonas que están mejor dotadas en servicios (tanto públicos como privados), lo que facilita por tanto un mejor acceso a la información sobre cursos potenciales. Por otra parte, podría también argumentarse que es más probable que aquellos individuos que vivan en zonas donde la renta media sea baja tengan también peores expectativas no solo sobre su futuro laboral sino también sobre su probabilidad de ser aceptados para participar en un curso, pudiendo esperarse por tanto una menor propensión a participar en cursos en estos casos. Por ambos factores, cabría esperar, a priori, que aquellos individuos que vivan en zonas con mayor renta tengan una mayor probabilidad de participar en un curso, tanto por un mejor acceso a la información como por unas mejores expectativas de ser aceptados.

Considerando estos factores, la decisión de participación en un curso quedaría definida como:

$$C_i^* = X_{ki} \gamma^x + R_i \gamma^r + u_{2i} \quad (3)$$

Donde nuevamente el vector X_{ki} incluye las características personales y laborales de los individuos (las mismas incluidas en la ecuación de empleo) y la variable R_i recoge el efecto de la renta media del barrio en el que viva un individuo. Dicha variable se incluye solo en la ecuación de selección, actuando por tanto como instrumento válido para la identificación del modelo (Maddala, 1983). Finalmente u_{2i} es un término de error.

En los casos en los que el individuo decide participar en un curso ($C_i^* > 0$), observamos la variable binaria C_i , que toma el valor 1 si el individuo ha participado efectivamente en el curso y cero en caso contrario. De este modo, lo que estimamos es la probabilidad de participación en un curso:

$$pr(C_i = 1 | X_{ki}, R_i) = pr(C_i^* > 0) = pr(u_{2i} > -(X_{ki}\gamma^X + R_i\gamma^R)) \quad (4)$$

Dado que la probabilidad de empleo y la decisión de participación en un curso están relacionadas, los términos de error u_{1i} y u_{2i} están correlacionados y es preciso estimar de manera conjunta Y_{1i} y C_i . En lugar de trabajar con dos modelos probit independientes, estimamos conjuntamente ambas probabilidades utilizando un modelo probit bivariado con selección muestral, el cual asume que los errores u_{1i} y u_{2i} se distribuyen como una función de distribución normal bivariada con un coeficiente de correlación ρ .

Finalmente, la probabilidad conjunta de acceder a un empleo y participar en un curso queda definida por la ecuación (5):

$$\Pr(Y_{1i} = 1, C_i = 1) = F_p(X_{ki}\beta^X + C_i\beta^C + X_{ki}\gamma^X + R_i\gamma^R) \quad (5)$$

$i = 1, \dots, N; N = 1.142.284$

donde F_p es la función de distribución normal bivariada con media igual a cero, varianza unitaria y correlación ρ . El parámetro β^C recoge el efecto de la participación en un curso sobre la probabilidad de empleo, los parámetros β^X y γ^X reflejan la incidencia de las características personales y de la demanda de empleo sobre la probabilidad de empleo y la probabilidad de participación en un curso respectivamente y por último, el parámetro γ^R recoge el efecto de la renta media de la zona geográfica sobre la participación en un curso.

Respecto a la medición de la renta media del distrito donde viven los individuos se ha seguido el siguiente procedimiento. Entre la información disponible en los registros de demandantes de los servicios públicos de empleo es posible conocer el código postal del domicilio de los individuos, existiendo en la base de datos utilizada un total de 289 códigos postales. Según nuestro conocimiento, no existen estimaciones de renta con un nivel tan elevado de desagregación, pero sí es posible obtener información del precio medio por metro cuadrado de la vivienda en cada una de las áreas postales, variable que puede ser utilizada como proxy de la renta media de la zona¹⁰. Finalmente, utilizando dicho precio hemos agrupado la renta media asociada a cada código postal en 3 grandes grupos: zonas de renta baja, zonas de renta media y zonas de renta alta.

Los resultados de la estimación conjunta de la probabilidad de empleo y la probabilidad de participación se presentan en la tabla 4, donde se muestran los coeficientes estimados y sus errores estándar robustos entre paréntesis, así como los efectos marginales de la probabilidad de empleo condicionada a la participación en un curso (Greene, 1996) calculados para un individuo representativo de la muestra. En dicha tabla se presentan también los resultados de la estimación independiente de la probabilidad de empleo mediante un modelo probit estándar.

La principal conclusión derivada de las estimaciones indica que participar en un curso de formación ejerce un claro efecto positivo y muy significativo sobre la probabilidad de empleo. Como puede apreciarse al comparar los coeficientes estimados con el modelo probit y el modelo probit bivariado, no considerar el sesgo de selección que afecta a los individuos participantes conduce a infravalorar el impacto de la participación en cursos. Centrándonos en los resultados del modelo con selección muestral, el efecto marginal estimado es de algo más de 5 puntos porcentuales, indicando así que dados dos individuos con las mismas características que el individuo de referencia seleccionado, el hecho de haber participado en un curso incrementa su probabilidad de empleo en cinco puntos. Este resultado positivo de la formación sobre el empleo apunta en la misma dirección que los obtenidos por Mato (2002) y Arellano (2010). En este último caso, con datos de una muestra de participantes en programas de formación del Plan Nacional para el empleo de España en 2000, observa que los participantes en cursos tardan menos tiempo en salir del desempleo. Mato y Cueto (2008), utilizando datos de un programa de formación regional y comparando los resultados de los participantes frente a un grupo de control de no participantes que solicitaron la participación, encuentran también un efecto positivo de la formación sobre el empleo a medio y largo plazo. Herrarte y Sáez (2004, 2007) por el contrario, estudiando también una muestra de participantes en el Plan Nacional para el empleo, solo encuentran efectos positivos de la participación en formación para los desempleados menos formados y para los parados de larga duración.

De las estimaciones se deriva también que, a pesar de ser un colectivo prioritario de cara a la participación en acciones formativas, las mujeres registran una menor probabilidad de participar en un curso, aunque la diferencia frente a los hombres no resulta estadísticamente significativa. Además, su probabilidad de empleo es también menor que la de los hombres. Se observa asimismo que la probabilidad de participación aumenta con la edad, pero solo hasta los 34 años y también lo hace con el nivel de estudios, si bien los individuos con estudios terciarios tienen una probabilidad de participación muy similar a la de aquellos con estudios secundarios (segunda etapa de secundaria). Salvo en el caso de las mujeres, Cueto y Suárez (2011) también encuentran que la probabilidad de participar en formación resulta más elevada entre los jóvenes y los más formados. En su caso, las mujeres registran mayor probabilidad de participación, si bien estos autores analizan no solo programas de formación para desempleados, sino cualquier otro tipo de formación no reglada, lo que podría justificar las diferencias frente a nuestros resultados. En cuanto a la formación, Mato y Cueto (2008) señalan que, además, los participantes más formados son también los que tienen más probabilidad de ser aceptados en los cursos.

10. Para ello se utiliza la información proporcionada por la empresa de tasaciones *Tasamadrid*.

Tabla 4 Estimación de la probabilidad de empleo y la probabilidad de participación en un curso

| | Modelo probit | | Modelo Probit Bivariado con selección muestral | | | | | |
|--|---|-------------|--|-------------|---|-------------|--|--------|
| | Probabilidad de empleo Pr ($Y_{1i} = 1$) | | Probabilidad de empleo Pr ($Y_{1i} = 1$) | | Probabilidad de participación Pr ($C_i = 1$) | | Efectos marginales Pr ($Y_{1i} = 1 \mid C_i=1$) | |
| | Coef. | RSE | Coef. | RSE | Coef. | RSE | | |
| <i>Participar en un curso</i> | 0,145 | (0,006) *** | 0,593 | (0,030) *** | — | — | | 0,053 |
| <i>Mujer</i> | -0,079 | (0,004) *** | -0,078 | (0,004) *** | -0,001 | (0,004) | | -0,012 |
| <i>Edad: 16-19 años (referencia)</i> | | | | | | | | |
| 20-24 | 0,244 | (0,008) *** | 0,238 | (0,008) *** | 0,033 | (0,011) *** | | 0,028 |
| 25-29 | 0,304 | (0,008) *** | 0,295 | (0,008) *** | 0,064 | (0,011) *** | | 0,034 |
| 30-34 | 0,229 | (0,009) *** | 0,219 | (0,009) *** | 0,097 | (0,011) *** | | 0,028 |
| 35-44 | 0,064 | (0,008) *** | 0,058 | (0,000) *** | 0,053 | (0,011) *** | | 0,010 |
| 45-54 | -0,109 | (0,009) *** | -0,109 | (0,000) *** | -0,022 | (0,012) * | | -0,017 |
| 55-64 | -0,475 | (0,010) *** | -0,456 | (0,010) *** | -0,421 | (0,014) *** | | -0,109 |
| <i>Primaria e inferiores (referencia)</i> | | | | | | | | |
| Secundaria 1.ª etapa | 0,065 | (0,005) *** | 0,056 | (0,005) *** | 0,205 | (0,008) *** | | 0,014 |
| Secundaria 2.ª etapa | 0,123 | (0,006) *** | 0,107 | (0,006) *** | 0,305 | (0,009) *** | | 0,020 |
| Terciarios | 0,111 | (0,007) *** | 0,098 | (0,007) *** | 0,262 | (0,009) *** | | 0,018 |
| <i>Español</i> | -0,029 | (0,004) *** | -0,047 | (0,005) *** | 0,348 | (0,006) *** | | 0,003 |
| <i>Jornada indiferente (referencia)</i> | | | | | | | | |
| Jornada parcial | -0,186 | (0,009) *** | -0,183 | (0,009) *** | -0,023 | (0,012) * | | -0,030 |
| Jornada completa | -0,141 | (0,006) *** | -0,131 | (0,006) *** | -0,155 | (0,009) *** | | -0,025 |
| <i>Más de 1 año de experiencia (referencia)</i> | | | | | | | | |
| Sin experiencia | -0,196 | (0,004) *** | -0,205 | (0,004) *** | 0,147 | (0,005) *** | | -0,028 |
| Experiencia: < 1 año | -0,096 | (0,004) *** | -0,105 | (0,004) *** | 0,146 | (0,005) *** | | -0,011 |
| <i>Tiempo como demandante: < 3 meses (ref.)</i> | | | | | | | | |
| 3 a < 6 meses | -0,255 | (0,004) *** | -0,261 | (0,004) *** | 0,126 | (0,005) *** | | -0,028 |
| 6 a < 12 meses | -0,343 | (0,005) *** | -0,356 | (0,005) *** | 0,242 | (0,006) *** | | -0,054 |
| 1 a < 2 años | -0,661 | (0,006) *** | -0,674 | (0,006) *** | 0,274 | (0,007) *** | | -0,132 |
| 2 años o más | -1,216 | (0,008) *** | -1,207 | (0,008) *** | 0,030 | (0,011) *** | | -0,336 |
| <i>Recibe prestación desempleo</i> | -2,414 | (0,006) *** | -2,383 | (0,006) *** | -0,361 | (0,005) *** | | -0,781 |
| <i>Crisis</i> | -1,710 | (0,006) *** | -1,709 | (0,006) *** | 0,188 | (0,005) *** | | -0,526 |
| <i>Barrio renta baja (referencia)</i> | | | | | | | | |
| Barrio renta media | — | — | — | — | 0,091 | (0,009) *** | | 0,003 |
| Barrio renta alta | — | — | — | — | 0,119 | (0,011) *** | | 0,003 |
| <i>Rho</i> | | | -0,227 | | | | | |

RSE: errores estándar robustos.

Número de observaciones = 1.142.284.

Probit: Logaritmo de verosimilitud = -423.055,87 ; Pseudo R2 = 0,4642.

Biprobit: Logaritmo de verosimilitud = -679.990,81 ; Wald test of rho=0: $\chi^2(1) = 207,161$ Prob > $\chi^2 = 0,0000$.

Las estimaciones una constante y 8 dummies de ocupación demandada.

Individuo de referencia: Hombre, 35-44 años de edad, Estudios de 1.ª etapa de secundaria, Español, Indiferente respecto a la jornada solicitada, Más de 1 año de experiencia en la ocupación, Ocupación demandada = Dependientes y trabajadores de servicios. No ha participado en cursos de formación, no recibe prestación por desempleo, lleva de 3 a 6 meses inscrito como demandante de empleo, vive en un barrio de renta baja; periodo pre-crisis.

***Estadísticamente significativa al 99%; **significativo al 95%; *significativo al 90%.

Por su parte, la probabilidad de empleo aumenta con la edad hasta los 29 años, y también lo hace con el nivel de estudios, pero nuevamente no se aprecian diferencias relevantes entre los individuos con estudios secundarios y los que tienen estudios terciarios. Como cabría esperar, aquellos individuos que tienen una mayor flexibilidad respecto a la jornada laboral en la que desean trabajar registran también una mayor probabilidad de empleo. Asimismo, el mayor capital humano que implica la experiencia en la ocupación demandada ejerce un efecto positivo sobre

la probabilidad de empleo. Por el contrario, la relación entre experiencia y probabilidad de participación en un curso refleja que los individuos con menos experiencia de partida (dado un nivel de estudios) son los más propensos a participar en un curso, lo que podría indicar que o bien los orientadores de las oficinas aconsejan la participación en cursos de formación a las personas que menos preparadas están o bien que ellos mismos son conscientes de su déficit profesional y por este motivo participan con más intensidad que los demás.

Tabla 5 Efecto de la participación en un curso de formación sobre la probabilidad de empleo según nivel de estudios

| Modelo probit bivariado con selección muestral | Coef. | RSE | Efectos marginales ^a (Pr($Y_{ii} = 1$ $C_i = 1$)) |
|---|-------|-------------|---|
| <i>Efecto de la participación en un curso de formación</i> | | | |
| (1) Submuestra de desempleados con estudios de primaria o 1.ª etapa de secundaria | 0,570 | (0,044) *** | 0,044 |
| (2) Submuestra de desempleados con estudios de 2.ª etapa de secundaria | 0,403 | (0,065) *** | 0,022 |
| (3) Submuestra de desempleados con estudios terciarios | 0,387 | (0,061) *** | 0,034 |

RSE: errores estándar robustos. Las estimaciones incluyen constante y todas las variables explicativas recogidas en el vector X_{ki} .

***Estadísticamente significativa al 99%; **significativo al 95%; *significativo al 90%.

^aIndividuo de referencia: Hombre, 35-44 años de edad, Español, Indiferente respecto a la jornada solicitada, Más de 1 año de experiencia en la ocupación, Ocupación demandada = Dependientes y trabajadores de servicios. No ha participado en cursos de formación, no recibe prestación por desempleo, lleva de 3 a 6 meses inscrito como demandante de empleo, vive en un barrio de renta baja; periodo pre-crisis.

El efecto del tiempo como demandante de empleo muestra claramente que a medida que avanzan los meses en desempleo se reduce la probabilidad de empleo, dándose el efecto contrario en la probabilidad de participar en un curso. Los individuos que más tiempo llevan en desempleo son precisamente los que sufren una mayor depreciación de su capital humano y requieren con mayor intensidad un reciclaje de sus conocimientos y habilidades (Herrarte et al., 2006). En el plano temporal, el efecto del inicio de la crisis económica impacta negativamente sobre la probabilidad de empleo de los demandantes e incrementa paralelamente la propensión de los individuos a participar en curso.

El hecho de ser receptor de prestación por desempleo tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de empleo. Frente a los resultados de Cueto y Suárez (2011), nuestras estimaciones reflejan que la percepción de prestación no solo reduce la probabilidad de empleo sino que también tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de participación en un curso. Una explicación, aunque parcial, de este fenómeno y sin base empírica para comprobarlo, puede tener que ver con la existencia de combinaciones de percepción económica por desempleo y desempeño de un empleo irregular, situación que resta tiempo disponible al demandante para asistir a un curso y que conlleva además un coste de oportunidad mayor en el caso de tener que atender este último.

Finalmente, respecto a la variable referida a la renta media del barrio en el que vive el individuo, los resultados obtenidos aportan evidencia empírica sobre la existencia de una relación directa entre renta y probabilidad de participar en un curso. Como se dijo anteriormente, la justificación teórica que podría subyacer a esta relación es el hecho de que los individuos que vivan en zonas con menor nivel de renta pueden tener también un peor acceso a la información sobre la existencia de cursos de formación haciendo que participen menos. Además, entre aquellos demandantes que sí son conscientes de la existencia de tales cursos, puede ocurrir que sus expectativas sobre la posibilidad de ser aceptados en un curso sean malas y consecuentemente no soliciten el curso, lo que finalmente produce una menor probabilidad de participación.

Volviendo a los efectos de la participación en cursos de formación sobre la probabilidad de acceder a un empleo y teniendo en cuenta la especial relevancia del nivel formativo de partida de los individuos, en la tabla 5 se presenta el

efecto de la participación en un curso sobre la probabilidad de empleo, considerando tres submuestras independientes: una primera se corresponde con la estimación del modelo probit bivariado con selección muestral para la muestra de desempleados con estudios primarios (primaria y primera etapa de secundaria), la segunda corresponde a la muestra de desempleados con estudios secundarios (segunda etapa de secundaria) y la tercera es la estimación del mismo modelo pero para la muestra de trabajadores con estudios terciarios (FP superior y estudios universitarios). Para simplificar la exposición, en la tabla 5 solo se presenta el efecto de la participación en un curso¹¹.

Como puede verse, coincidiendo con los resultados ya señalados por la literatura para el caso español (Mato, 2002; Mato y Cueto, 2008; Cueto y Suárez, 2011; Herrarte y Sáez, 2004; Herrarte y Sáez, 2007), el impacto de la participación en programas formativos resulta especialmente efectivo para los demandantes cuyo nivel formativo de partida es menor. Ello redundará en la necesidad de enfocar los programas formativos hacia aquellos colectivos que inicialmente poseen menor capital humano, pues, como se ha visto, son precisamente estos los que registran una menor probabilidad de participación. A pesar de que los efectos estimados resultan menores entre los colectivos con estudios medios y estudios terciarios, el impacto de la participación en cursos de formación es también positivo y significativo en estos casos tal como aquí hemos comprobado.

5.2. Probabilidad de emparejamiento ocupacional

Una vez analizado el efecto de la formación sobre el empleo, a continuación se estudia el impacto que ejerce la participación en un curso de formación sobre el ajuste ocupacional. Como ya se señaló, el análisis del emparejamiento ocupacional solo puede realizarse para aquellos individuos que se encuentran ocupados en su última situación administrativa. En este caso la variable de interés es el ajuste ocupacional, que se define por la variable latente Y_{2i}^* , la cual viene determinada por las características personales y laborales del individuo (X_{ki}), las características del empleo

11. Los resultados completos de las estimaciones pueden solicitarse a los autores.

al que finalmente accede (E_{ki}), la decisión de participación en un curso de formación (C_i^*) y un término de error (u_{3i}). El vector E_{ki} incluye el tipo de contrato y la rotación laboral del individuo medido a partir del número de contratos previos que ha tenido el demandante:

$$Y_{2i}^* = C_i^* \alpha^C + X_{ki} \alpha^X + E_{ki} \alpha^E + u_{3i} \quad (6)$$

En los casos en los que se produce un ajuste ocupacional, es decir $Y_{2i}^* > 0$, observamos la variable binaria Y_{2i} que toma valor 1 si se produce una coincidencia exacta entre la ocupación demandada por el individuo i y la ocupación final en el contrato, considerando en ambos casos una desagregación de cuatro dígitos según la CNO-1994. En caso contrario, Y_{2i} será igual a 0. A partir de aquí se estima la probabilidad de que se produzca un ajuste ocupacional como:

$$pr(Y_{2i} = 1) = pr(Y_{2i}^* > 0) = pr(u_{3i} > -(C_i^* \alpha^C + X_{ki} \alpha^X + E_{ki} \alpha^E)) \quad (7)$$

$i = 1, \dots, n; n = 605.989$

Nuevamente, es preciso tener en cuenta el posible sesgo de selección derivado de las diferentes características de los individuos que participan en cursos que hace que los errores u_{2i} y u_{3i} estén correlacionados. Por ello se estiman conjuntamente ambas probabilidades mediante un modelo probit bivariado con selección muestral. Una vez más, la variable de identificación en la ecuación de selección es la renta media del barrio en el que vive el demandante de empleo. La probabilidad a estimar queda por tanto:

$$Pr(Y_{2i} = 1, C_i = 1) = F_{\rho}(X_{ki} \alpha^X + C_i \alpha^C + X_{ki} \gamma^X + R_i \gamma^R) \quad (8)$$

donde F_{ρ} es la función de distribución normal bivariada con media igual a cero, varianza unitaria y correlación ρ y el parámetro α^C recoge el efecto de la participación en un curso sobre la probabilidad de empleo.

Los resultados de esta estimación quedan recogidos en la tabla 6, en el cual, además de los resultados de la estimación conjunta de las probabilidades de emparejamiento ocupacional y participación en un curso, se presentan también los resultados de la estimación independiente de la probabilidad de emparejamiento mediante un modelo probit estándar.

Como puede verse, aunque los resultados del modelo probit coinciden en general con los derivados del análisis descriptivo, no es así cuando se tiene en cuenta en las estimaciones la endogeneidad de la participación en cursos. La principal diferencia entre ambos modelos hace precisamente referencia al efecto de la participación en un curso sobre la probabilidad de emparejamiento ocupacional. Si tanto el análisis descriptivo como el modelo probit muestran una menor probabilidad de emparejamiento entre los participantes en cursos, cuando se controla por el sesgo de selección, se obtiene lo contrario. Es decir, los resultados indican que la participación en un curso de formación no solo incrementa la probabilidad de empleo, sino que también eleva la probabilidad de que dicho empleo se ajuste en mayor medida a las profesiones demandadas por los individuos, lo que implica que la participación en cursos permite acercar de una manera más adecuada la demanda de empleo de estos individuos a las vacantes existentes en el

mercado laboral. Concretamente, la probabilidad de emparejamiento ocupacional condicionada al hecho de haber participado en un curso refleja que la participación incrementa la probabilidad de ajuste ocupacional cerca de 6 puntos porcentuales.

Respecto al resto de características que influyen sobre el emparejamiento, se confirman los resultados ya observados mediante el análisis descriptivo, pues el emparejamiento ocupacional resulta mayor entre las mujeres y se reduce con la edad para los desempleados con menos de 35 años, apreciándose a partir de esa edad el efecto contrario. Estos resultados parecen indicar que una vez superado un entorno de edad en la que las carreras profesionales de los individuos se han estabilizado, se produce un mayor ajuste entre su demanda de empleo y el puesto al que finalmente acceden, mientras que en edades más tempranas la movilidad ocupacional puede ser mayor y consecuentemente menor el ajuste ocupacional.

En el caso que nos ocupa de la formación, se aprecia un descenso del ajuste ocupacional a medida que aumenta el nivel de estudios. Los trabajadores con estudios primarios registran en todos los casos una mayor probabilidad de emparejamiento ocupacional que el resto de individuos. Como se dijo anteriormente, este «no ajuste» no debe interpretarse como una ineficiencia del mercado de trabajo, sino en un sentido más amplio, pues el no ajuste implica también que los individuos son versátiles para realizar diferentes tipos de trabajos. La relación inversa entre estudios y emparejamiento ocupacional refleja precisamente este aspecto ya que son los individuos más formados los que tienen una menor probabilidad de encontrar un ajuste ocupacional exacto. Ello puede deberse a dos factores fundamentalmente. En primer lugar, el nivel de formación de los trabajadores es una señal de su productividad (García-Belenguer y Moral Carcedo, 2011) y consecuentemente, en ausencia de otra información previa, los trabajadores con mayor productividad reciben un mayor número de ofertas laborales, lo que permite a los trabajadores más formados elegir entre un mayor abanico de puestos de trabajo. En segundo lugar, los trabajadores más formados son más versátiles y por tanto pueden ocupar una mayor variedad de puestos. El mayor número de ofertas y la mayor versatilidad de los trabajadores más formados producen finalmente un menor ajuste ocupacional en el sentido estricto del término.

Los trabajadores españoles no solo registran menor probabilidad de empleo sino también una menor probabilidad de ajuste ocupacional. Este hecho puede deberse simplemente a que el perfil de los demandantes de origen extranjero es muy distinto al de los nacionales, en lo referente por ejemplo a edad, nivel de estudios o tipo de jornada solicitada. Pero también podría indicar que se trata de una oferta de trabajo que se ajusta en mayor medida a la demanda de empleo que tiene lugar a través de los servicios públicos de empleo. Una tercera explicación sería que las ocupaciones de preferencia del trabajador extranjero recogidas en las demandas de empleo son de carácter más genérico o que alcanzan mayor peso absoluto y relativo en el conjunto de las ofertas de empleo.

La mayor experiencia en la ocupación demandada no solo incrementa la probabilidad de empleo sino que también es un factor clave para conseguir un buen ajuste ocupacional en el sentido aquí manejado. Por un lado, los empleadores valoran más la experiencia laboral y, por otro, los trabaja-

Tabla 6 Estimación de la probabilidad de emparejamiento ocupacional y la probabilidad de participación en un curso

| | Modelo probit | | | Modelo probit bivariado con selección muestral | | | | | | |
|---|--|---------|-----|--|---------|-----|--|---------|--|--------|
| | Probabilidad de emparejamiento ocupacional a 4 dígitos Pr ($Y_{2i} = 1$) | | | Probabilidad de emparejamiento ocupacional a 4 dígitos Pr ($Y_{2i} = 1$) | | | Probabilidad de participación Pr ($C_i = 1$) | | Efectos marginales ^a Pr ($Y_{2i} = 1 \mid C_i = 1$) | |
| | Coef. | RSE | | Coef. | RSE | | Coef. | RSE | | |
| <i>Participar en un curso</i> | -0,175 | (0,008) | *** | 0,249 | (0,052) | *** | | | | 0,059 |
| <i>Mujer</i> | 0,239 | (0,004) | *** | 0,239 | (0,004) | *** | -0,023 | (0,005) | *** | 0,055 |
| <i>Edad: 16-19 años (referencia)</i> | | | | | | | | | | |
| 20-24 | -0,174 | (0,010) | *** | -0,174 | (0,010) | *** | 0,010 | (0,014) | | -0,032 |
| 25-29 | -0,272 | (0,010) | *** | -0,274 | (0,010) | *** | 0,046 | (0,013) | *** | -0,046 |
| 30-34 | -0,297 | (0,010) | *** | -0,300 | (0,010) | *** | 0,077 | (0,014) | *** | -0,049 |
| 35-44 | -0,244 | (0,010) | *** | -0,245 | (0,010) | *** | 0,027 | (0,014) | ** | -0,057 |
| 45-54 | -0,140 | (0,010) | *** | -0,137 | (0,010) | *** | -0,077 | (0,015) | *** | -0,028 |
| 55-64 | -0,085 | (0,013) | *** | -0,069 | (0,013) | *** | -0,423 | (0,021) | *** | -0,027 |
| <i>Primaria e inferiores (referencia)</i> | | | | | | | | | | |
| Secundaria 1.ª etapa | -0,085 | (0,006) | *** | -0,090 | (0,006) | *** | 0,189 | (0,011) | *** | -0,012 |
| Secundaria 2.ª etapa | -0,197 | (0,007) | *** | -0,210 | (0,007) | *** | 0,331 | (0,011) | *** | -0,029 |
| Terciarios | -0,160 | (0,007) | *** | -0,168 | (0,007) | *** | 0,248 | (0,012) | *** | -0,024 |
| <i>Español</i> | -0,079 | (0,005) | *** | -0,094 | (0,005) | *** | 0,397 | (0,008) | *** | -0,005 |
| <i>Jornada completa (referencia)</i> | | | | | | | | | | |
| Jornada parcial | -0,088 | (0,013) | *** | -0,091 | (0,013) | *** | 0,103 | (0,018) | *** | -0,014 |
| Jornada indiferente | -0,075 | (0,007) | *** | -0,079 | (0,007) | *** | 0,116 | (0,011) | *** | -0,012 |
| <i>Más de 1 año de experiencia (referencia)</i> | | | | | | | | | | |
| Sin experiencia | -0,499 | (0,005) | *** | -0,504 | (0,005) | *** | 0,138 | (0,006) | *** | -0,073 |
| Experiencia: < 1 año | -0,265 | (0,005) | *** | -0,269 | (0,005) | *** | 0,110 | (0,007) | *** | -0,044 |
| <i>Tipo de contrato: fijo (referencia)</i> | | | | | | | | | | |
| Contrato temporal | 0,099 | (0,004) | *** | 0,098 | (0,004) | *** | — | — | | 0,019 |
| Otro tipo de contrato | 0,049 | (0,014) | *** | 0,048 | (0,013) | *** | — | — | | 0,010 |
| <i>N.º de contratos: solo 1 contrato (referencia)</i> | | | | | | | | | | |
| De 1 a 3 contratos | 0,027 | (0,004) | *** | 0,027 | (0,004) | *** | — | — | | 0,006 |
| 4 o más contratos | 0,000 | (0,006) | | 0,000 | (0,006) | | — | — | | 0,000 |
| <i>Tiempo como demandante: < 3 meses (ref.)</i> | | | | | | | | | | |
| 3 a < 6 meses | -0,063 | (0,005) | *** | -0,072 | (0,005) | *** | 0,215 | (0,007) | *** | -0,007 |
| 6 a < 12 meses | -0,103 | (0,006) | *** | -0,131 | (0,007) | *** | 0,505 | (0,007) | *** | -0,009 |
| 1 a < 2 años | -0,162 | (0,009) | *** | -0,212 | (0,011) | *** | 0,736 | (0,009) | *** | -0,017 |
| 2 años o más | -0,166 | (0,015) | *** | -0,206 | (0,016) | *** | 0,647 | (0,016) | *** | -0,019 |
| Recibe prestación desempleo | 0,018 | (0,014) | | 0,022 | (0,014) | | -0,061 | (0,021) | *** | 0,002 |
| Crisis | 0,011 | (0,004) | *** | 0,002 | (0,004) | | 0,208 | (0,005) | *** | 0,008 |
| <i>Barrio renta baja (referencia)</i> | | | | | | | | | | |
| Barrio renta media | | | | — | — | | 0,105 | (0,012) | *** | 0,004 |
| Barrio renta alta | | | | — | — | | 0,098 | (0,014) | *** | 0,004 |
| Rho | | | | -0,206 | | | | | | |

RSE: errores estándar robustos.

Número de observaciones = 605.989.

Probit: Logaritmo de verosimilitud = -309.321,41 ; Pseudo R2 = 0,0319.

Biprobit: Logaritmo de verosimilitud = -461.586,11 ; Wald test of rho=0: $\chi^2(1) = 68.0574$ Prob > $\chi^2 = 0.0000$.

***Estadísticamente significativa al 99%; **significativo al 95%; *significativo al 90%.

^aIndividuo de referencia: Hombre, 35-44 años de edad, Estudios de 1.ª etapa de secundaria, Español, Indiferente respecto a la jornada solicitada, Más de 1 año de experiencia en la ocupación, Contrato temporal, Solo ha tenido 1 contrato durante el periodo analizado. No ha participado en cursos de formación. No recibe prestación por desempleo, lleva de 3 a 6 meses inscrito como demandante de empleo, vive en un barrio de renta media; periodo pre-crisis.

dores especializados en una determinada ocupación serán más reacios a aceptar empleos cuyas tareas impliquen cambios significativos respecto a su experiencia previa. También es cierto que los individuos que poseen cierta experiencia

laboral serán también más precisos a la hora de especificar la ocupación en su demanda de empleo, lo que tiende a producir también una mayor probabilidad de emparejamiento ocupacional.

En relación con las características del puesto, y en lo que se refiere al tipo de contrato, puede apreciarse que los individuos que consiguen un contrato indefinido registran una menor probabilidad de emparejamiento ocupacional. Estos resultados parecen indicar que ante la posibilidad de acceder a un empleo permanente, los individuos pueden estar dispuestos a renunciar a un ajuste ocupacional exacto. Del mismo modo, también podría argumentarse que las ofertas de empleos de más calidad, entendiéndose por tal aquellos puestos con un contrato indefinido, las reciben también los trabajadores más versátiles y, como ya se ha dicho, son precisamente estos los que registran un menor ajuste ocupacional exacto.

En función del tipo de jornada solicitada por el demandante de empleo, las estimaciones reflejan un ajuste mucho menor entre aquellos que demandan empleos con jornada parcial frente a jornada completa. Ello parece ser indicativo de una situación de relativa desventaja entre los trabajadores a tiempo parcial, explicación que iría en línea con la mayoría de trabajos en la literatura que comparan la situación laboral de los trabajadores a tiempo parcial frente a los trabajadores a tiempo completo (ver, por ejemplo, Ermisch y Wright, 1993; Waldfogel, 1997; Dekker et al., 2000, sobre diferencias en términos de salarios y/o de oportunidades profesionales entre ambas clases de trabajadores). Una menor exigencia de los demandantes de este tipo de empleos en cuanto al contenido de tareas se refiere (aceptarían cualquier oferta), ejerce también un efecto a la baja, sin duda, sobre la tasa de emparejamiento ocupacional.

En relación con la rotación laboral, cabría esperar que aquellos individuos con un elevado grado de rotación, reflejado en un elevado número de contratos, tuvieran un peor ajuste ocupacional, pues en general la rotación laboral de los individuos suele darse entre trabajadores poco cualificados y poco especializados. Asimismo, una rotación laboral elevada podría ser una señal de la existencia de factores no observables de los individuos, relacionados con múltiples causas como por ejemplo escaso esfuerzo por su parte, falta de responsabilidad, falta de implicación y otros factores susceptibles de provocar sucesivos contratos de corta duración. En resumen, desde el punto de vista teórico, la existencia de movilidad laboral, manifestada en varios contratos laborales, tendería a mejorar el emparejamiento ocupacio-

nal, si bien una rotación laboral excesiva reflejada en la existencia de muchos contratos, ofrece una señal negativa sobre las características laborales (observables y no observables) del individuo, lo que acarrearía un peor ajuste ocupacional. En este sentido los resultados de las estimaciones parecen mostrar que efectivamente cierta rotación laboral sí que favorece el emparejamiento ocupacional, aunque haber tenido un número elevado de contratos (4 o más) no parece tener, en contra de lo esperado, efectos significativos sobre dicha probabilidad.

Respecto al tiempo que se lleva como demandante de empleo (duración de la inscripción en las oficinas), no solo el mayor tiempo en desempleo afecta negativamente a la probabilidad de empleo, sino que también reduce la probabilidad de acceder a un empleo que se ajuste a las características de la demanda de empleo del individuo. Por tanto, a medida que se dilata el proceso de búsqueda, la depreciación del capital humano que se produce afecta negativamente tanto al número de ofertas que recibe el individuo como también al ajuste de dichas ofertas a las características del mismo. Todo lo cual se acentúa en una fase de depresión económica como la actual.

Finalmente, el hecho de recibir prestación por desempleo parece incrementar la probabilidad de emparejamiento ocupacional, aunque el coeficiente no resulta significativo. Precisamente el objetivo de la prestación por desempleo es por un lado garantizar una renta a los desempleados durante el periodo de búsqueda de empleo, pero sobre todo permitir a los desempleados que busquen un empleo que se ajuste de la mejor manera posible a sus características específicas. En este sentido, y aun no siendo significativa la diferencia, el efecto de esta variable parece corroborar el objetivo final de la prestación por desempleo.

Al igual que se hizo con la probabilidad de empleo, en la tabla 7 se presentan los resultados del efecto de la participación en cursos sobre la probabilidad de emparejamiento ocupacional, realizando en este caso las estimaciones del modelo probit bivariado para submuestras según el nivel de estudios. Si en términos agregados la participación en un curso tenía un claro efecto positivo sobre el emparejamiento, al diferenciar por nivel de estudios puede verse cómo ese efecto positivo no se da entre los trabajadores menos

Tabla 7 Efecto de la participación en un curso de formación sobre la probabilidad de emparejamiento ocupacional según nivel de estudios

| Modelo probit bivariado con selección muestral | Coef. | RSE | Efectos marginales ^a (Pr($Y_{2i} = 1$ $C_i = 1$)) |
|---|-------|---------|---|
| <i>Efecto de la participación en un curso de formación</i> | | | |
| (1) Submuestra de desempleados con estudios de primaria o 1. ^a etapa de secundaria | 0,050 | (0,091) | 0,013 |
| (2) Submuestra de desempleados con estudios de 2. ^a etapa de secundaria | 0,350 | (0,100) | *** 0,079 |
| (3) Submuestra de desempleados con estudios terciarios | 0,350 | (0,111) | *** 0,075 |

RSE: errores estándar robustos. Las estimaciones incluyen constante y todas las variables explicativas recogidas en el vector X_{ki} (excepto ocupación demandada) y las del vector E_{ki} .

***Estadísticamente significativa al 99%; **significativo al 95%; *significativo al 90%.

^aIndividuo de referencia: Hombre, 35-44 años, Español, Indiferente respecto a la jornada solicitada, Más de 1 año de experiencia en la ocupación, Contrato temporal, Solo ha tenido 1 contrato durante el periodo analizado. No ha participado en cursos de formación. No recibe prestación por desempleo, lleva de 3 a 6 meses inscrito como demandante de empleo, vive en un barrio de renta media; periodo pre-crisis.

formados. En este caso, aunque el coeficiente no resulta estadísticamente significativo, sí se aprecia un efecto negativo sobre el emparejamiento. Por el contrario, la participación en cursos de formación tiene un efecto positivo y muy significativo sobre la probabilidad de ajuste ocupacional entre los trabajadores con estudios medios o terciarios. Para ambos el efecto marginal incrementa la probabilidad de ajuste en más de 7 puntos porcentuales.

Teniendo en cuenta, como se vio en la sección 3, que en todos los colectivos la participación en un curso incrementa la probabilidad de empleo, las diferencias halladas entre unos y otros en relación con el ajuste ocupacional parecen indicar que mientras que a la población con menor nivel formativo la formación recibida en el curso incrementa las tareas que pueden realizar los participantes, dotándoles por tanto de mayor versatilidad profesional, en el caso de los individuos con más formación, ya sean estudios secundarios o terciarios, la participación les permite incrementar su especialización dotándoles por tanto de una mayor propensión para alcanzar un mejor ajuste ocupacional.

6. Efectos de las características del curso

Una vez conocido el efecto general de la participación en acciones formativas sobre las probabilidades de empleo y de emparejamiento ocupacional, a continuación nos centramos en los efectos de las características específicas de los cursos sobre ambas probabilidades. Concretamente, las características del curso contempladas comprenden el resultado del mismo (si ha finalizado con una evaluación positiva o negativa, si lo ha hecho debido a una colocación o bien si ha finalizado por otras causas), el nivel de especialización del curso (inicial básica, cualificación completa, formación en trabajos técnicos, formación técnica de nivel alto y superior), la especialidad formativa del curso (si es un curso de ocupación, con o sin certificado profesional, o si es un curso específico), la vía de programación del curso (si se realiza a través de centros propios, de centros colaboradores, o en empresas con compromiso de contratación, o a través de entes públicos o mediante contratos programa). Finalmente se considera el número de cursos que ha realizado el individuo durante el periodo analizado y también la duración del último curso realizado en aquellos casos en los que se ha participado en más de un curso.

En este caso, la muestra analizada solo comprende el conjunto de participantes, es decir $C_i = 1$, y se estiman las dos siguientes probabilidades:

$$\Pr(Y_{1i}^* > 0) = \Pr(Y_{1i} = 1 | Z_{ki}, X_{ki}) \quad i = 1, \dots, n; n=73.098 \quad (9)$$

$$\Pr(Y_{2i}^* > 0) = \Pr(Y_{2i} = 1 | Z_{ki}, X_{ki}, E_{ki}) \quad i = 1, \dots, n; n=45.821 \quad (10)$$

donde Z_{ki} es el vector de variables que recoge las características del curso de formación, X_{ki} contiene las características personales y laborales del individuo que se han utilizado en los dos modelos anteriores y E_{ki} incluye las características del empleo en el último contrato.

En este caso, ambas probabilidades se estiman de manera independiente utilizando dos modelos probit estándar y los resultados quedan recogidos en la tabla 8. Como puede verse, el primer aspecto a destacar es que mientras que el re-

sultado del curso tiene un claro efecto sobre la probabilidad de empleo, no lo tiene sobre la probabilidad de emparejamiento. Concretamente y sin computar a quienes se colocan durante la realización del curso, el hecho de obtener una evaluación positiva tras la participación en el curso, incrementa la probabilidad de empleo respecto a quienes no lo superan. Por otro lado, la probabilidad de empleo se incrementa entre aquellos que han realizado cursos de formación en tareas de técnico en general y en contenidos técnicos de alto nivel. Por el contrario, el ajuste ocupacional resulta mayor entre aquellos individuos que han realizado cursos de formación de cualificación completa.

Los participantes en cursos específicos obtienen mejores resultados de empleo que los que lo hacen en cursos ocupacionales de carácter básico. Nuevamente este resultado coincide con los obtenidos por Arellano (2010), pues en el análisis que este autor realiza son los participantes en cursos de especialización los que antes salen del desempleo. Sin embargo y como cabría esperar, el emparejamiento resulta mayor entre aquellos que han realizado cursos dirigidos al desempeño de una ocupación específica. Probablemente, dada la ocupación demandada por el desempleado, bien el propio individuo o bien el técnico en formación que le haya orientado en la oficina de empleo, habrá optado por un curso que permita mejorar los conocimientos o habilidades en dicha ocupación demandada. También podría darse el fenómeno contrario, pues aquellos individuos que hayan realizado un curso especializado en una ocupación específica, a la hora de buscar empleo es lógico que lo hagan preferentemente en dicha ocupación. En cualquiera de ambos casos, el ajuste ocupacional tenderá a ser más alto.

La redundancia en la participación no parece que mejore la capacidad de acceso al empleo de los individuos y tampoco su ajuste ocupacional, ya que realizar un solo curso resulta más efectivo que participar en varios. En línea con los resultados de Cueto et al. (2010) al analizar los efectos sobre el empleo de la duración de los cursos del Plan Nacional de Formación e Inserción Profesional en Cataluña, nuestros resultados muestran que, si el curso es de larga duración, la probabilidad de empleo crece y también aumenta la probabilidad de emparejamiento. En síntesis, mayor duración del curso, mayor probabilidad de empleo y mejor ajuste ocupacional.

Finalmente, el tipo de cauce utilizado para las actuaciones formativas ejerce influencia sobre la probabilidad de empleo; lógicamente la probabilidad de empleo aumenta en aquellos centros con compromiso de contratación. Por otra parte, los centros colaboradores parecen obtener mejores resultados que los centros propios o los de entes públicos. En el caso del emparejamiento, solo se encuentran diferencias estadísticamente significativas en los cursos realizados en centros con compromiso de contratación y en ellos no solo se registra la mayor probabilidad de empleo sino también el mayor ajuste ocupacional.

7. Principales conclusiones

Los registros administrativos de los servicios públicos de empleo ofrecen en general una buena oportunidad para evaluar diversos aspectos del éxito laboral de los deman-

Tabla 8 Efectos de las características del curso sobre la probabilidad de empleo y de emparejamiento ocupacional. Estimaciones probit

| | % s/Muestra participantes | Probabilidad de empleo Pr ($Y_{11} = 1$) | | | Probabilidad de emparejamiento ocupacional Pr ($Y_{21} = 1$) | | |
|---|------------------------------|---|-----|------------------------------------|--|-----|------------------------------------|
| | | Coef. | RSE | Efectos marginales ^a | Coef. | RSE | Efectos marginales ^b |
| <i>Total</i> | 100% | | | | | | |
| <i>Resultado del curso: Evaluación positiva (referencia)</i> | 73,6% | | | | | | |
| Fin por colocación | 12,5% | 0,181 (0,019) *** | | 0,063 | -0,001 (0,022) | | 0,000 |
| Fin otras causas | 11,2% | -0,149 (0,018) *** | | -0,056 | -0,001 (0,025) | | 0,000 |
| Fin evaluación negativo | 2,7% | -0,269 (0,034) *** | | -0,103 | 0,037 (0,049) | | 0,009 |
| <i>Nivel especialización: Formac. Cualificación completa (ref.)</i> | 57,4% | | | | | | |
| Formación Inicial básica | 0,3% | -0,043 (0,099) | | -0,016 | -0,102 (0,148) | | -0,023 |
| Formación en trabajo técnico | 41,2% | 0,056 (0,013) *** | | 0,020 | -0,030 (0,015) ** | | -0,007 |
| Formación técnica de alto nivel | 1,0% | 0,110 (0,058) * | | 0,039 | -0,135 (0,074) * | | -0,030 |
| <i>Especialidad formativa: Curso específico (referencia)</i> | 37,2% | | | | | | |
| Curso de ocupación | 28,9% | -0,075 (0,016) *** | | -0,028 | 0,052 (0,019) *** | | 0,013 |
| Curso de ocupación certificado profesionalidad | 33,9% | -0,083 (0,016) *** | | -0,031 | -0,022 (0,019) | | -0,005 |
| <i>Vía de programación: Centros colaboradores (referencia)</i> | 88,0% | | | | | | |
| Centros propios | 1,5% | -0,097 (0,053) * | | -0,036 | -0,039 (0,059) | | -0,009 |
| Centros con compromiso de contratación | 7,0% | 0,298 (0,028) *** | | 0,101 | 0,353 (0,026) *** | | 0,099 |
| Entes públicos | 2,2% | -0,089 (0,045) ** | | -0,033 | 0,025 (0,047) | | 0,006 |
| Contratos programa | 1,2% | -0,147 (0,061) ** | | -0,055 | -0,107 (0,068) | | -0,024 |
| Sin codificar | | 0,232 (0,02) *** | | 0,080 | 0,010 (0,027) | | 0,002 |
| <i>Número de cursos: Solo 1 curso (referencia)</i> | 81,3% | | | | | | |
| Dos cursos | 14,5% | -0,072 (0,016) *** | | -0,027 | -0,084 (0,021) *** | | -0,019 |
| 3 o más cursos | 4,1% | -0,164 (0,027) *** | | -0,062 | -0,081 (0,04) ** | | -0,018 |
| Log Duración del curso (horas) | — | 0,007 (0,016) | | 0,003 | 0,063 (0,019) *** | | 0,015 |
| N observaciones = | | | | 73.098 | | | 45.851 |
| Pseudo R2 = | | | | 0,3488 | | | 0,0208 |
| Logaritmo de verosimilitud = | | | | -31.429,71 | | | -19.661,36 |

RSE: errores estándar robustos.

Las estimaciones incluyen constante y todas las variables recogidas en el vector X_{ki} . El modelo de emparejamiento incluye además las variables recogidas en el vector E_{ki} , mientras que no incluye la ocupación demandada como explicativa.

***Estadísticamente significativa al 99%; **significativo al 95%; *significativo al 90%.

^aIndividuo de referencia para el cálculo de los efectos marginales: Hombre, 36 años, Estudios de 1.ª etapa de secundaria, Español, Indiferente respecto a la jornada solicitada, Más de 1 año de experiencia en la ocupación, Ocupación demandada = Dependientes y trabajadores de servicios, no recibe prestación por desempleo, lleva de 3 a 6 meses inscrito como demandante de empleo, periodo de crisis; Resultado del curso con evaluación positiva, Nivel de especialización cualificación completa, Curso específico, Vía de programación = centros colaboradores, Solo ha realizado un curso, Duración del curso = 325 h.

^bIndividuo de referencia: Igual que en (a) pero además el tipo de contrato en el empleo es temporal y solo ha tenido 1 contrato durante el periodo analizado.

dantes de empleo y de la relación que se establece entre la ocupación perseguida por ellos y la ocupación alcanzada. De forma complementaria, además, tales registros permiten llevar a cabo mediciones sobre la eficacia de las políticas activas de empleo, entre ellas la de formación.

Partiendo de tales registros y centrados en los programas de formación de los últimos años referidos a la región de Madrid, los resultados del análisis llevado a cabo en este

trabajo muestran que cursar algún tipo de formación destinada al colectivo de desempleados eleva la probabilidad de empleo en términos significativos respecto a la alcanzada por quienes no han tomado parte en acciones de este tipo en sus procesos de búsqueda de un puesto de trabajo. Dicho resultado se mantiene incluso una vez controlado el sesgo de selección que registran habitualmente los participantes en estas medidas. Respecto a las características

personales, las mujeres muestran una menor probabilidad de participar en un curso. Esa probabilidad aumenta con la edad hasta un límite y también lo hace con el nivel de estudios. Para una categoría de estudios dada, los individuos con menos experiencia laboral de partida son los más propensos a participar en acciones de formación, lo que podría indicar que o bien las oficinas de empleo aconsejan tomar un curso a las personas que inician su andadura en el mercado de trabajo o bien que estas mismas son conscientes de su déficit profesional.

El efecto del tiempo que lleva un individuo como demandante de empleo se manifiesta claramente en que, a medida que avanzan los meses en situación de desempleo, se reduce la probabilidad de acceder a un puesto de trabajo, dándose el efecto contrario en la probabilidad de participar en un curso. Los individuos que más tiempo llevan en desempleo son precisamente los que sufren una mayor depreciación de su capital humano y requieren con mayor intensidad un reciclaje de conocimientos y habilidades. Respecto a la variable referida a la renta media del sector local en el que vive el individuo, los resultados obtenidos aportan evidencia sobre la existencia de una relación directa entre renta y probabilidad de participar en un curso.

A pesar de que la participación en cursos incrementa la probabilidad de empleo, tal probabilidad no mejora por el hecho de hacer varios cursos distintos, aunque sí lo hace de manera nítida cuando el curso alcanza mayor duración y contenido. Entre los participantes en cursos, las diferencias de género entre hombres y mujeres son poco importantes en relación con sus probabilidades de empleo tras asistir a un curso.

Los resultados indican que la participación en un curso de formación no solo incrementa la probabilidad de empleo, sino que también eleva la probabilidad de que dicho empleo se ajuste en mayor medida a las profesiones demandadas por los individuos, lo que implica que la participación en cursos permite acercarse de una manera más adecuada a la demanda de empleo de aquellos a las vacantes existentes en el mercado laboral.

En este caso, las mujeres registran una probabilidad relativa de ajuste ocupacional bastante superior a la de los hombres. Es decir estos últimos son más versátiles en el plano profesional, lo que equivale a señalar que acceden a una gama más amplia de ocupaciones. Esta versatilidad es igualmente más elevada entre los trabajadores españoles en su conjunto comparados con los de nacionalidad extranjera; quienes alcanzan estudios de secundaria de segunda etapa o más elevados, superan en ese aspecto a los de estudios inferiores; y quienes no tienen experiencia en la ocupación demandada acceden también a puestos más variados que los demás.

En el plano operativo, resulta necesario enfocar los programas formativos con preferencia hacia aquellos colectivos que de partida poseen menor capital humano, pues son precisamente estos los que registran una menor probabilidad de participación y, paralelamente, para quienes se consigue, tras beneficiarse de un curso, un valor añadido comparativamente más alto en términos de acceso al empleo. Ello no quita para reconocer que, a pesar de que los efectos resultan menores entre los colectivos con estudios medios y terciarios, el impacto de la participación en cursos de formación resulta igualmente positivo y significativo en estos casos.

En el análisis llevado a cabo y que da base al contenido de este artículo, no se tienen en consideración los costes monetarios asociados a uno u otro tipo de formación. Es por ello que las conclusiones obtenidas no deben ser tomadas como elementos únicos de evaluación de las acciones formativas puestas en marcha por los servicios públicos de empleo; aunque sí pueden aportar una estimable ayuda de cara a la programación de la oferta formativa.

Financiación

Recibida de la Consejería de Educación y Empleo de la Comunidad de Madrid (Proyecto Panorama Laboral 2010) y del Ministerio de Economía y Competitividad (Secretaría de Estado de Investigación, Desarrollo e Innovación) a través del proyecto de investigación «La inserción laboral de los jóvenes: valoración del sistema educativo» (ECO2008-04813/ECON).

Agradecimientos

Los autores agradecen los valiosos comentarios y sugerencias realizados por un evaluador anónimo. Asimismo desean agradecer la ayuda recibida en la preparación y suministro de datos de D. Antonio Hernando (Observatorio Regional de Empleo de la Comunidad de Madrid). Cualquier error u omisión es responsabilidad de los autores.

Bibliografía

- Alba-Ramírez, A., Blázquez, M., 2004. Types of job match, overeducation and labor mobility in Spain. En: Büchel, F., De Grip, A., Mertens, A. (Eds), *Overeducation in Europe: Current issues in theory and policy*. Edward Elgar, Cheltenham, UK.
- Arellano, A., 2010. Do training programmes get the unemployed back to work? A look at the Spanish experience. *Revista de Economía Aplicada* 18, 39-65.
- Blázquez, M., Herrarte, A., 2011. Cualificación, emparejamiento ocupacional y versatilidad profesional. *Economistas* 126, 225-232.
- Boone, J., Van Ours, J.C., 2005. Bringing unemployed back to work: Effective active labor market policies. *De Economist* 157, 293-313.
- Caliendo, M., 2006. Microeconomic evaluation of labour market policies. *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems* 568. Springer.
- Caliendo, M. Hujer, R., Thomsem, S.L., 2008. The employment effects of job-creation schemes in Germany: A microeconomic evaluation. En: Millimet, D., Smith, J., Vytlačil, E. (Eds.), *Advances in econometrics, volume 21: Estimating and evaluating treatment effects in econometrics*, pp. 383-430.
- Comunidad de Madrid, 2010. Efectos de la formación sobre el empleo y el emparejamiento ocupacional en la CM. *Panorama Laboral, Consejería de Empleo y Educación de la CM*. Disponible en: www.madrid.org
- Cueto, B., Suárez, P., 2011. Formación para el empleo en España. ¿Quién se forma? *Moneda y Crédito* 233, 73-105.
- Cueto, B., Toharia, L., García Serrano, C., Alujas, J.A., 2010. Los efectos de la formación ocupacional: ¿importa la duración de las acciones? *Hacienda Pública Española* 195, 9-36.

- Dehejia, R.H., Wahba, S., 1999. Causal effects in non-experimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs. *Journal of the American Statistical Association* 94, 1053-1062.
- Dekker, R., Muffels, R., Stancanelli, E., 2000. A longitudinal analysis of part-time work by women and men in the Netherlands. En: Gustafsson, S., Kaiser, L. (Eds.), *Gender and the labour market*. Macmillan, Londres.
- Ermisch, J.F., Wright, R.E., 1993. Wage offers and full-time and part-time employment by British women. *Journal of Human Resources* 28, 111-133.
- García-Belenguer, F., Moral Carcedo, J., 2011. education signaling and the school-to-work transition. *Working Papers in Economic Theory 2*. Universidad Autónoma de Madrid.
- Gerfin, M., Lechner, M., 2002. A microeconomic evaluation of the active labour market policy in Switzerland. *The Economic Journal* 112, 854-893.
- Greene, W., 1996. Marginal effects in the bivariate probit model. Working paper 96-11. Department of Economics, Stern School of Business, New York University.
- Harkman, A., Johansson, A., 1999. Training or subsidized jobs – what works? Working paper. AMS, Solna.
- Heckman, J.J., Ichimura, H., Smith, J., Todd, P., 1998. Characterizing selection bias using experimental data. *Econometrica* 66, 1017-1098.
- Heckman, J., Lalonde, J., Smith, J., 1999. The economics and econometrics of active labor market programs. En: Ashenfelter, O., Cards D., (Eds.), *Handbook of labor economics*. Elsevier, Amsterdam, pp. 2101-2939.
- Heckman, J.J., Smith, J.A., 2004. The determinants of participation in a social program: Evidence from a prototypical job training program. *Journal of Labor Economics* 22 (2), 243-298.
- Herrarte, A., Moral Carcedo, J., Sánchez-Romero, M., 2006. Desempleo, búsqueda y políticas activas. *Presupuesto y Gasto Público* 43, 155-178.
- Herrarte, A., Sáez, F., 2004. Formación-empleo: una evaluación. *Cuadernos de economía: Spanish Journal of Economics and Finance* 27 (74), 147-174.
- Herrarte, A., Sáez, F., 2007. Labour market policy in Spain: Analysis of microdata and main results. En: *Labour Market Policy Seminar. Eurostat Methodologies and Working Papers*. European Communities, Luxemburgo, pp. 99-118.
- Hujer, R., Blien, U., Caliendo, M., Zeiss, C., 2006. Macroeconomic evaluation of active labour market policies in Germany. A dynamic panel approach using regional data. En: Carleo, F.E., Destefanis, S. (Eds.), *The European labour market - Regional dimensions*. Physica Verlag, pp. 287-310.
- Lalive, R., Van Ours, J., Zweimueller, J., 2002. The impact of active labor market programs on the duration of unemployment. Working Paper 41, Institute for Empirical Research in Economics University of Zurich, Zürich.
- Lalonde, R., 1986. Evaluating the econometric evaluations of training programs. *American Economic Review* 76, 604-620.
- Lechner, M., Miquel, R., Wunsch, C., 2011. Long-run effects of public sector sponsored training in West Germany. *Journal of the European Economic Association* 9, 742-784.
- Leuven, E., Oosterbeek, H., 2011. Overeducation and mismatch in the labor market. En: Hanushek, E., Machin, S., Woessmann, L. (Eds.), *Handbook of the Economics of Education*. Vol. 4. Elsevier Science, pp. 283-326.
- Maddala, G.S., (1983). *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press, Nueva York.
- Mato, F.J., 2002. La formación para el empleo: una evaluación cuasi-experimental. *Biblioteca Civitas Economía y Empresa, Colección Economía*, Madrid.
- Mato, F.J., Cueto, B., 2008. Efectos de las políticas de formación a desempleados. *Revista de economía aplicada* 16, 61-84.
- OCDE, 2005. *Employment outlook 2005*. Chapter 5.
- OCDE, 2011. *Employment outlook 2011*. Chapter 4.
- Richardson, K., Van den Berg, G., 2002. The effect of vocational employment training on the individual transition rate from unemployment to work. *Swedish Economic Policy Review* 8, 177-213.
- Waldfoegel, J., 1997. The effect of children on women´s wages. *American Sociological Review* 62, 209-217.