

DISPARIDADES EN LOS MERCADOS DE TRABAJO REGIONALES. EL PAPEL DE LA EDUCACIÓN

Enrique LÓPEZ-BAZO

AQR-IREA, Universitat de Barcelona

Elisabet MOTELLÓN

Universitat Oberta de Catalunya y AQR-IREA, Universitat de Barcelona

Resumen

Al igual que en otros países europeos, es posible hablar de una división espacial en España, con regiones en el noreste con mayores niveles de desarrollo económico, salarios más elevados y menores tasas de desempleo, y regiones en el suroeste que muestran menor desarrollo, salarios por debajo de los medios y tasas de desempleo anormalmente elevadas. Esta división espacial se aprecia también en los niveles educativos de la población activa. En ese contexto, el objetivo de este trabajo es valorar el papel que tienen las diferencias regionales en el nivel educativo de los individuos a la hora de explicar las diferencias salariales y en tasas de participación y desempleo entre las regiones españolas.

Palabras clave: regiones, participación, desempleo, salarios, capital humano.

Abstract

As other European countries, Spain can be divided in two geographic areas with respect the labour market performance. One in the Northeast, encompassing regions with higher levels of economic development, higher wages and lower unemployment rates, and another formed by regions in the Southwest showing less development, salaries below the country's average and abnormally high unemployment. This spatial division is also found in the educational levels of the workforce. In this context, the main objective of this study is to assess the role of regional differences in the level of educational attainment of individuals in explaining the differences in wages, and in participation and unemployment rates among Spanish regions.

Key words: regions, unemployment, labour force participation, wages, human capital.

JEL classification: J24, J31, R10, R23.

I. INTRODUCCIÓN

LA economía española ha presentado y presenta fuertes contrastes territoriales. El nivel de desarrollo económico, la composición de la estructura productiva, el grado de cualificación de la mano de obra y la propensión innovadora de las empresas son algunas de las magnitudes económicas en las que fácilmente se puede constatar el elevado grado de disparidad regional existente en España. Como causa y/o efecto de ello, el mercado de trabajo español muestra también profundas diferencias regionales en cuanto a sus principales magnitudes, que además tienden a persistir a lo largo del tiempo. Así, por ejemplo, las tasas de paro en algunas regiones españolas se encuentran sistemáticamente muy por encima de las que experimentan otras regiones que distan unos cuantos cientos de kilómetros. Y la diferencia entre ellas se observa tanto en periodos de bonanza económica como en las recesiones (Jimeno y Bentolila, 1998; López-Bazo *et al.*, 2002 y 2005; Bande *et al.*, 2008). Si por simplificar asociamos la tasa de desempleo de una región con la probabilidad de estar en paro para un individuo representativo en esa región, entonces la evidencia nos indica que los ciudadanos españoles se enfrentan a probabilidades de estar en desem-

pleo muy distintas dependiendo de la región en la que residan, lo que en principio debería tener consecuencias en las decisiones migratorias.

Algo similar sucede en el caso del salario, dado que en algunas regiones españolas la retribución media es sustancialmente más elevada que en otras. Las regiones también difieren en cuanto al coste de la vida, en especial respecto al coste de la vivienda, por lo que se podría argumentar que las disparidades regionales en salarios son el resultado de la necesaria compensación por esa diferencia en el coste de la vida. Sin embargo, la magnitud de las diferencias salariales regionales, tanto en términos medios como en otras características de la distribución salarial, como por ejemplo el nivel de desigualdad, sugieren otras causas más allá que las debidas a la compensación por diferencias en precios.

La simple comparación de las tasas de actividad y desempleo, y del salario medio para las diversas regiones oculta, sin embargo, una circunstancia importante: el que la distribución de las características de los agentes productivos implicados (fuerza de trabajo y empresas) no sea uniforme territorialmente. O dicho de otra manera, que la tasa de desempleo de unas regiones sea más elevada a las

de otras porque los individuos en esas regiones sean más proclives a padecer situaciones de desempleo. De igual manera, el salario medio podría ser más elevado en algunas regiones por el hecho de que los trabajadores y las empresas en esa región tienen características que los hacen más productivos. Por ello, más allá de la comparación de los niveles medios, resulta interesante comparar las magnitudes del mercado laboral para individuos que comparten unas determinadas características.

En este sentido, en este estudio analizamos las diferencias regionales en algunas de las principales magnitudes del mercado de trabajo, poniendo el énfasis sobre el papel que en esas diferencias tiene la distribución territorial de una característica fundamental de los individuos: su nivel educativo. A pesar del aumento generalizado en la educación de la población española en las últimas décadas, hoy en día todavía persisten diferencias notables entre regiones en el nivel educativo medio alcanzado por los individuos. Esta constatación, unida a la evidencia existente respecto al efecto de la educación sobre la participación, el desempleo y la retribución salarial, nos lleva a formular la hipótesis de que la desigual distribución de la dotación de educación entre las regiones españolas está vinculada con las disparidades regionales observadas en las principales magnitudes del mercado laboral. Así, las regiones con mayor nivel educativo de su población laboral deberían mostrar mayores tasas de participación, menores tasas de desempleo y mayores niveles salariales que las regiones con menor nivel educativo.

Nuestro análisis, basado en la información contenida en microdatos, nos permite considerar una fuente de heterogeneidad regional adicional, como es la asociada a efectos regionalmente diferenciados de la educación sobre las magnitudes del mercado laboral. Es decir, consideramos que las regiones pueden diferir no solo en términos de la dotación de educación sino también en el impacto que la misma tiene sobre la participación, el desempleo y el salario. Es importante señalar que la utilización de un enfoque agregado en el análisis de las disparidades regionales, en particular de las referidas al mercado de trabajo, no es lo suficientemente flexible como para considerar la posibilidad de que los factores causantes de las desigualdades varíen entre regiones. Por ejemplo, que lo haga el rendimiento salarial a la educación. En consecuencia, con el enfoque agregado se asume que las disparidades tienen que ver exclusivamente con diferencias regionales en la dotación de determinadas características.

Ello es así porque para estimar el efecto de esas características en los modelos agregados se utiliza una o un número limitado de observaciones temporales para cada región. Por el contrario, la utilización de información referida a microdatos representativos de la población de cada región permite obtener una estimación de los efectos específica para cada región. Por ejemplo, permite obtener una estimación del rendimiento salarial a la educación para cada una de las regiones españolas y, a partir del mismo, valorar la disparidad regional no solo en la dotación de educación sino también en el efecto de la misma sobre los salarios.

En este sentido, este trabajo amplía la escasa evidencia regional existente en nuestro país sobre el efecto de la educación de los individuos en las principales magnitudes del mercado de trabajo (véanse De la Fuente y Jimeno, 2011; Ahamdanech *et al.*, 2011; López-Bazo y Motellón, 2013), al considerar simultáneamente el efecto sobre la participación, el desempleo y el salario, y al hacerlo para diversos periodos de tiempo. Sintetizando, en este estudio describimos las disparidades regionales en algunas de las principales variables del mercado de trabajo español, relacionándolas con las observadas para el nivel educativo de los individuos. Para ello, explotamos la información contenida en los microdatos de la Encuesta de Población Activa y de la Encuesta de Estructura Salarial a lo largo de la década pasada. En concreto, proporcionamos información referida a 2002, 2006 y 2010, lo que nos permite comparar la relación entre educación y disparidades regionales en el mercado de trabajo en la época expansiva y en la primera fase de la gran recesión.

El resto del trabajo se organiza como sigue. En la sección II se describen las bases de datos utilizadas y las principales variables consideradas en el análisis. La descripción de las tasas de participación y desempleo, y del salario medio, en cada una de las comunidades autónomas y años considerados se realiza en la sección III, mientras que la referida al nivel de educación alcanzado por los individuos en cada región se efectúa en la sección IV. Esta última sección también muestra la coincidencia entre el nivel educativo medio en cada región y la situación de su mercado laboral, en referencia a las variables consideradas, e indicios de cómo a pesar de ello el efecto de la educación puede ser más sutil del esperado *a priori*. En esta cuestión se profundiza en la sección V, dedicada a mostrar la estimación del efecto de la educación en participación, desempleo y salarios en cada una de las comunidades autónomas y años. Los resultados confirman que el

efecto de la educación sobre el mercado laboral dista de ser regionalmente uniforme. Por último, la sección VI lista un conjunto de conclusiones.

II. BASES DE DATOS

El estudio del impacto del nivel educativo de los individuos sobre su situación en el mercado laboral, en cuanto a su probabilidad de participar y de estar empleado o desempleado, y respecto a su nivel salarial, precisan de microdatos procedentes de operaciones estadísticas representativas de la población o poblaciones de interés. Dado que estamos interesados en el efecto de la educación en cada una de las comunidades autónomas, es requisito imprescindible disponer de encuestas que garanticen la representatividad para ese nivel territorial. En el caso del efecto del nivel educativo sobre la probabilidad de participar y de estar desempleado, tal información se encuentra disponible en la Encuesta de Población Activa (EPA), mientras que la Encuesta de Estructura Salarial (EES) contiene la información requerida para el estudio de las diferencias regionales en el rendimiento a la educación (efecto de la educación sobre el salario). Ambas operaciones estadísticas son realizadas por el INE de forma periódica: la EPA de manera cuatrimestral y la EES con periodicidad cuatrienal. De hecho, la disponibilidad de información para esta última encuesta condiciona el periodo analizado en este estudio, dado que se dispone de información de la EES para 2002, 2006 y 2010 (1). Para maximizar la comparabilidad de los efectos sobre participación, desempleo y salario, se ha utilizado la EPA para esos mismos años. En concreto se han empleado los microdatos de la EPA correspondientes a los segundos trimestres de 2002, 2006 y 2010.

Siguiendo los estándares de homogeneidad establecidos por Eurostat, la EPA proporciona información sobre la situación de los individuos en el mercado laboral, tanto respecto a su participación en el mismo como, para los que participan, si se encuentran empleados o en situación de desempleo. Asimismo, contiene información respecto al nivel educativo más elevado alcanzado por el individuo y sobre otras de sus características personales y familiares que son consideradas de interés en el contexto laboral (por ejemplo, género, nacionalidad, edad y número de miembros del hogar). La muestra de la EPA incluye a aproximadamente 60.000 hogares, lo que equivale a unas 180.000 personas entrevistadas en cada uno de los trimestres. En nuestro análisis la muestra seleccionada

incluye a los individuos con edades comprendidas entre los 16 y 65 años en cada una de las diecisiete comunidades autónomas (2), lo que resulta en unas muestras de 122.251, 104.983 y 110.612 individuos para, respectivamente, los segundos trimestres de 2002, 2006 y 2010. Como se ha indicado anteriormente, el diseño de la EPA garantiza que las muestras de cada comunidad autónoma representan a sus correspondientes poblaciones, lo que nos permite obtener estimaciones fiables del efecto del nivel educativo sobre la probabilidad de estar desempleado en cada una de las comunidades autónomas.

La periodicidad de la EPA permite disponer de sus microdatos para cada uno de los trimestres de cada año. Sin embargo, dado el impacto de la estacionalidad en el mercado de trabajo español, especialmente en algunas regiones por su mayor especialización en actividades turísticas y otras del sector servicios y del primario, particularmente sensibles a la misma, hemos optado por proporcionar los resultados referidos al segundo trimestre de cada uno de los años considerados. Como en otros trabajos de la literatura previa, asumimos que el segundo es el trimestre menos afectado por las oscilaciones estacionales. Aun así, debemos tener presente una posible distorsión en la comparación entre los años analizados, especialmente por su efecto en el empleo de las actividades turísticas, por el hecho de que el periodo vacacional de Semana Santa estuviese comprendido en el primer trimestre en 2002, en el segundo trimestre en 2006, y que fuese compartido entre el primer y el segundo trimestre en 2010. En cualquier caso, cabe señalar que la evidencia reportada en las siguientes secciones acerca de las diferencias regionales en las tasas de actividad y desempleo y del efecto de la educación sobre las mismas es robusta a la selección de cualquiera de los trimestres.

Por su parte, la EES también es producida por el INE ajustándose a los estándares definidos por Eurostat en una operación estadística que abarca a toda la Unión Europea. Esta encuesta proporciona información sobre el salario y el tiempo efectivo de trabajo en el periodo en el que se realiza, para el conjunto de individuos en la muestra. Además incluye información sobre un conjunto extenso de características del trabajador, entre las que se encuentra el nivel educativo más elevado alcanzado, y de la empresa en la que presta sus servicios. Sobre la muestra original facilitada por el INE se ha realizado un proceso de depuración para eliminar datos anómalos y para garantizar la comparabilidad de la

información de los tres periodos objeto de análisis. Es importante destacar que la muestra de la EES correspondiente a 2002 no incluía a trabajadores en empresas de menos de 10 trabajadores, por lo que en este estudio decidimos homogeneizar la información referida a los tres años analizados, omitiendo las observaciones correspondientes a trabajadores en centros de menos de 10 trabajadores en las muestras de 2006 y 2010. Algo similar se hizo respecto a los sectores de actividad cubiertos por la EES en cada una de las tres olas (3).

De la muestra proporcionada por el INE para cada uno de los tres años disponibles se seleccionaron para el estudio aquellos asalariados a tiempo completo cuya edad no superase los 65 años de todas las regiones españolas, con la excepción de los de Ceuta y Melilla, por las peculiares características de esos territorios. La muestra final resultante es de 120.593 individuos para 2002, 155.754 para 2006 y 127.202 para 2010. Como se ha indicado anteriormente para el caso de la EPA, el diseño de la EES también garantiza la representatividad de la muestra para cada una de las comunidades autónomas, lo que nos permite obtener una estimación fiable del rendimiento de la educación en cada región.

La variable utilizada en este estudio es el salario bruto por hora, calculado como el salario bruto (antes de impuestos e incluyendo la contribución del trabajador a la Seguridad Social) pagado por la empresa en el mes de octubre del año correspondiente dividido por el número de horas efectivamente trabajadas por el asalariado durante ese mes (resultado de multiplicar la jornada semanal facilitada en la encuesta por el número medio de semanas en un mes, 4,429). Conviene indicar que la medida de salario utilizada incluye el base y todo tipo de complementos vinculados con las condiciones y el puesto de trabajo, como pluses por antigüedad, conocimiento, formación específica, nocturnidad, peligrosidad, toxicidad, festivos y productividad, pero no así las remuneraciones extraordinarias, ya sean de horas o de pagas extra. En ambos casos, la EES no proporciona toda la información que se requeriría para su adecuada inclusión en el cálculo del pago por hora efectivamente trabajada.

Por otra parte, también es importante destacar que aunque la EES proporciona el dato referido al salario para el conjunto del año, hemos preferido realizar el análisis con el del mes de octubre. La razón es que el concepto de salario anual no es estrictamente homogéneo en todos los años y, especialmente, a que existe un cierto consenso en

cuanto a que la información referida al mes de octubre es más fiable y representativa de la remuneración del trabajo que la correspondiente al año completo. En cualquier caso, conviene señalar que diversas pruebas confirmaron que el empleo de medidas alternativas del salario, por ejemplo basadas en la remuneración anual, no afectaba sustancialmente a la estimación del rendimiento de la educación en cada una de las regiones, por lo que los resultados que se muestran en este trabajo son robustos a medidas salariales alternativas.

III. PARTICIPACIÓN, DESEMPLEO Y SALARIOS EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS

Como primera fase del análisis, en esta sección describimos brevemente las tasas de participación, las de paro y el nivel salarial medio en las regiones a lo largo del periodo analizado. Más que el detalle concreto de la situación en cada una de las regiones, el objetivo es mostrar el elevado grado de disparidad territorial existente en el mercado de trabajo español, y cómo el mismo evolucionó a lo largo de la década pasada (4). En este sentido resulta particularmente interesante el contraste que pudiera haberse producido entre el periodo expansivo (recogido por la situación en 2002 y 2006) y el recesivo (a partir de la información de 2010). El cuadro n.º 1 sintetiza toda esa información.

En primer lugar se aprecia que la tasa de participación aumentó a lo largo de toda la década, desde el 67,1 por 100 de la población potencialmente activa en 2002 hasta el 71,8 por 100 en 2006 y el 74,5 por 100 en 2010. También se observa que existen desviaciones regionales de esos valores, en algunos casos sustanciales. Así, la participación en Baleares, Cataluña y Madrid estuvo de manera sistemática por encima de la media, mientras que Andalucía, Asturias y Extremadura presentaron tasas de participación varios puntos inferiores a lo largo de todo el periodo. En todas las regiones se produjo un aumento en la participación durante la década caracterizado por una relativa homogeneidad, lo que provocó que, salvo en contadas excepciones, se mantuviesen las posiciones relativas y que las disparidades regionales en esa magnitud mostrasen elevada persistencia. En particular, la recesión no causó grandes alteraciones en el grado de disparidad regional ya observado en los años del periodo expansivo.

Como es bien sabido, más impactantes resultan las cifras referidas a la tasa de desempleo. En este

CUADRO N.º 1

TASAS DE ACTIVIDAD Y PARO, Y SALARIO MEDIO EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS

	2002			2006			2010		
	Actividad	Paro	Salario	Actividad	Paro	Salario	Actividad	Paro	Salario
Andalucía.....	63,3	18,9	7,5	66,6	12,7	8,1	71,1	27,9	11,1
Aragón.....	66,2	5,9	8,0	73,1	5,8	9,2	75,0	14,3	11,3
Asturias.....	57,6	10,4	7,3	65,3	8,1	8,4	68,0	16,4	10,9
Baleares.....	73,3	6,9	6,5	78,1	6,7	8,3	80,7	20,0	10,8
Canarias.....	65,8	11,3	6,1	70,9	11,5	7,1	72,6	29,7	9,5
Cantabria.....	63,9	9,8	6,5	69,0	6,7	8,0	71,3	13,9	10,8
Castilla y León.....	64,6	10,8	6,4	70,2	8,4	8,5	73,3	16,4	10,6
Castilla-La Mancha ...	64,3	9,4	7,0	69,6	9,0	7,9	72,5	21,5	10,4
Cataluña.....	72,5	9,6	8,6	76,4	6,5	10,1	77,9	17,9	12,0
Com. Valenciana.....	68,9	11,2	6,7	72,8	7,9	8,2	74,6	23,9	10,7
Extremadura.....	63,1	18,7	6,5	65,6	13,7	6,6	70,4	22,5	9,4
Galicia.....	64,8	12,1	6,4	69,2	8,7	7,8	71,6	15,7	9,7
Madrid.....	69,4	7,0	9,0	76,1	7,0	10,5	79,0	16,5	11,9
Murcia.....	66,5	11,3	6,5	71,2	7,9	7,7	73,9	21,4	10,7
Navarra.....	69,3	5,1	8,8	74,8	5,6	10,3	76,3	11,0	11,6
País Vasco.....	67,8	9,4	9,6	73,0	7,2	11,1	74,2	10,5	13,6
Rioja, La.....	67,6	7,6	6,8	74,6	6,1	8,0	75,0	12,3	9,3
España.....	67,1	11,3	7,9	71,8	8,6	9,3	74,5	20,2	11,3

Nota: Salarios en euros de cada año por hora.

caso sí se da una marcada componente cíclica, con un descenso sostenido hasta las últimas fases de la expansión y un rápido rebote como consecuencia de la recesión de finales de la década. Y, lo que más nos interesa en este estudio, con unas notorias implicaciones para las disparidades regionales. Como en las décadas anteriores, Andalucía y Extremadura eran las regiones que presentaban las tasas de paro más elevadas en 2002, con un valor ligeramente por debajo del 20 por 100, sustancialmente superior al del conjunto español (11,2 por 100). Sus cifras contrastan con las que presentaban Aragón, Baleares, Madrid y Navarra, con tasas entre el 5 y el 7 por 100. El paro desciende en 2006 en el conjunto de España, en gran medida como resultado del descenso en las regiones con tasas persistentemente más elevadas. De hecho, el descenso en las regiones que presentaban las menores tasas en 2002 es inapreciable, sugiriendo la existencia de una tasa natural o estructural de desempleo en esas regiones, en torno al 6 por 100. Como resultado de ello, las diferencias regionales en las tasas de desempleo disminuyeron en 2006 respecto a las observadas en 2002, pese a que no se produjeron alteraciones notables en el *ranking* (Andalucía, Extremadura y Canarias siguieron entre las regiones con tasas más elevadas, y Aragón, Baleares y Navarra entre las que presentaron menores tasas).

En 2010, el mercado laboral de todas las regiones ya había sufrido el impacto de la primera fase de la crisis. La tasa de paro en el conjunto del país aumentó en casi 12 puntos, hasta situarse por encima del 20 por 100. A este aumento contribuyeron sustancialmente las regiones con tasas históricamente más elevadas, como Andalucía, Canarias y Extremadura, que duplicaron y casi triplicaron el valor observado en 2006. Pero también el notable ascenso en otras cuyo mercado de trabajo se había beneficiado especialmente del periodo expansivo. Así, las tasas de desempleo en Baleares, Castilla-La Mancha, Valencia y Murcia pasaron de alrededor del 8 al 20 por 100, e incluso por encima de esa cifra en algunos casos. Aumentos también significativos se produjeron en Madrid y Cataluña, mientras que, a pesar del crecimiento respecto al periodo anterior, la tasa de paro en Navarra, País Vasco y La Rioja se situó en 2010 en valores netamente por debajo de la media y de los observados en la mayoría de regiones (ligeramente por encima del 10 por 100). En cualquier caso, y a pesar de ciertas asimetrías regionales en el impacto de la crisis sobre las tasas de desempleo, las cifras recogidas en el cuadro número 1 confirman la persistencia de marcadas diferencias regionales en las tasas de paro a lo largo de toda la década, como de hecho ya se había observado para décadas precedentes.

Finalmente, cabe señalar que a las diferencias en participación y, especialmente, en desempleo entre las regiones españolas hay que añadir las observadas en el salario medio (5). Al inicio de la década, el nivel salarial medio en Cataluña, Madrid, Navarra y País Vasco era alrededor de un 50 por 100 más elevado que el observado en las regiones con menores niveles: Canarias, Castilla y León, Extremadura, Galicia y Murcia. Con contadas excepciones, el *ranking* de regiones en cuanto al nivel salarial medio se mantuvo a lo largo de la década, mientras que el grado de disparidad regional parece fluctuar con el ciclo. Sin ánimo de ser exhaustivos en este aspecto, cabe indicar que el *gap* salarial entre regiones con niveles extremos superó el 60 por 100 en 2006, reduciéndose a algo menos del 50 por 100 en 2010. Las cifras para ese último año sugieren que el descenso en el grado de desigualdad regional se debió a la mayor contención de la retribución salarial media, como resultado de la situación económica, en las regiones que tradicionalmente han presentado salarios medios más elevados. Así, se aprecia que la desviación respecto a la media española de Cataluña, Madrid y Navarra fue bastante más moderada en 2010 que la observada en los periodos anteriores. La excepción es el País Vasco, que continuó manteniendo ese año un notable *gap* salarial respecto al resto del Estado, lo que, unido a las diferencias también observadas en la tasa de

paro, revelan la peculiar situación de su mercado laboral y, por extensión, de su economía.

A modo de resumen podemos decir que la sencilla información contenida en el cuadro n.º 1 corrobora la existencia de disparidades regionales en las principales magnitudes del mercado de trabajo español. Esta circunstancia, puesta ya de manifiesto en contribuciones anteriores a la literatura para periodos previos, se mantiene a lo largo de toda la fase expansiva y, con las salvedades expresadas anteriormente, no parece alterarse sustancialmente tras el impacto de la crisis. En los siguientes apartados aportamos evidencia acerca del efecto que tiene el nivel educativo de los individuos sobre la participación, el desempleo y los salarios en cada región, y, por extensión, sobre las disparidades entre regiones en esas magnitudes del mercado laboral.

IV. NIVEL EDUCATIVO Y MERCADOS DE TRABAJO REGIONALES

Como etapa previa a la estimación de su efecto en las principales magnitudes del mercado de trabajo, en esta sección mostramos los resultados de un análisis descriptivo elemental referido al nivel educativo de la población de cada una de las regiones españolas. En primer lugar, el cuadro n.º 2 recoge,

CUADRO N.º 2

AÑOS MEDIOS DE EDUCACIÓN DE LA POBLACIÓN ENTRE 16 Y 65 AÑOS, DE LOS ACTIVOS, PARADOS Y ASALARIADOS

	Población 16-65 años			Activos			Parados			Asalariados		
	2002	2006	2010	2002	2006	2010	2002	2006	2010	2002	2006	2010
Andalucía	9,5	10,1	10,4	10,1	10,8	10,9	9,5	10,0	9,7	10,4	10,2	11,4
Aragón	10,4	11,2	11,2	11,1	11,7	11,7	11,2	11,2	10,7	10,5	10,7	11,4
Asturias	10,3	10,9	11,3	11,1	11,6	12,0	11,3	11,8	11,3	10,5	10,9	11,3
Baleares	10,0	10,5	10,7	10,5	11,0	11,1	9,6	10,4	10,2	9,4	9,3	10,5
Canarias	9,8	10,3	10,3	10,4	10,8	10,8	9,8	10,2	9,7	9,7	9,3	10,7
Cantabria	10,4	11,1	11,5	11,0	11,7	12,1	11,5	11,8	11,0	9,9	10,4	11,2
Castilla y León	10,2	10,8	11,1	10,8	11,3	11,6	11,0	11,1	10,5	9,9	10,6	11,0
Castilla-La Mancha	9,5	10,0	10,4	10,2	10,6	10,9	9,7	10,0	9,6	10,2	10,1	10,5
Cataluña	10,5	11,0	10,9	11,2	11,5	11,4	10,6	10,5	10,0	10,7	11,2	11,6
Com. Valenciana	10,2	10,8	10,9	10,7	11,3	11,3	10,3	10,3	10,2	10,0	10,2	11,0
Extremadura	9,5	10,2	10,4	10,1	10,8	11,0	9,4	9,9	10,1	10,4	9,8	11,1
Galicia	9,9	10,7	11,1	10,4	11,4	11,7	10,9	11,5	10,9	10,2	10,2	11,1
Madrid	11,3	11,6	11,8	11,9	12,1	12,3	11,9	11,3	10,8	11,7	11,6	12,1
Murcia	10,0	10,2	10,3	10,6	10,8	10,7	10,5	9,9	9,5	10,2	10,0	11,0
Navarra	10,9	11,5	11,9	11,5	12,0	12,3	11,5	10,9	11,3	11,0	10,8	11,3
País Vasco	10,9	11,8	12,2	11,7	12,5	12,7	11,6	11,9	11,5	11,5	11,7	12,0
Rioja, La	10,3	10,8	11,4	10,8	11,4	11,9	10,3	10,7	10,5	9,4	9,1	9,9
España	10,2	10,8	11,0	10,9	11,4	11,5	10,4	10,6	10,2	10,7	10,8	11,5

para cada comunidad autónoma, y para España en su conjunto, los años medios de educación de la población en edad de trabajar, de la población activa, de los parados y, finalmente, de los asalariados. Se proporciona esa información para cada uno de los años analizados en este trabajo. Comenzando por el conjunto de la población en edad laboral, se observa que el nivel educativo medio creció a lo largo de la década en el conjunto del Estado, siguiendo una tendencia que se prolonga ya varias décadas y que tiene que ver con el mayor nivel educativo adquirido por las cohortes más jóvenes respecto a las más veteranas. Ese aumento se observa en todas las regiones, con la única excepción de Cataluña, en la que se percibe un estancamiento en la segunda mitad de la década (10,96 años en 2006 frente a 10,90 en 2010). En cualquier caso, esa dinámica es consistente con persistentes diferencias en los niveles educativos entre las regiones. Los años medios de educación de la población potencialmente activa en Madrid, Navarra y País Vasco son sustancialmente más elevados que los de Andalucía, Canarias, Castilla-La Mancha, Extremadura y Murcia. Así, por ejemplo, entre el País Vasco y Murcia, las comunidades autónomas con valores extremos, la diferencia es de casi 2 años. Para poner en contexto esta diferencia, conviene indicar que es solo ligeramente inferior a la que existe entre España y los países de la Unión Europea con mayores niveles educativos (véase De la Fuente y Doménech, 2012).

Los años medios de educación de la población activa superan a los de la población en edad laboral, lo que es consistente con el hecho de que el coste de oportunidad asociado a la inactividad laboral aumenta con el nivel educativo. También en este caso se observa un aumento en el nivel educativo a lo largo del periodo, aunque mucho más intenso en la primera parte de la década que en la segunda. De hecho, en el caso de la población activa se observa un estancamiento, e incluso un descenso, en los años medios de educación en las regiones insulares y del arco mediterráneo, lo que sugiere que dicho fenómeno podría deberse en gran medida a la contribución de la población inmigrante, dotada con niveles educativos inferiores a la de los nativos. En cualquier caso, las diferencias regionales en los años medios de educación de la población activa son también merecedoras de atención. Al igual que en el caso de la población en edad de trabajar, la dotación de educación entre los activos es mayor en las regiones tradicionalmente más desarrolladas y menor en las menos desarrolladas, siendo la distancia entre ellas sustancial y persistente a lo largo del periodo analizado.

Por lo que respecta al colectivo de individuos desempleados se aprecia que, para el conjunto del Estado, el nivel educativo es inferior al reportado para la población activa. De nuevo, esta evidencia es consistente con una relación inversa entre educación y desempleo, por lo que cabe esperar que la población parada acredite un menor nivel educativo que la población ocupada y, consecuentemente, que la activa. Esta relación inversa entre educación y paro permite también explicar la disminución en los años medios de educación entre 2006 y 2010, dado que la crisis habría afectado de manera más intensa a los individuos con menor nivel educativo, al destruir con mayor intensidad empleo de escasa cualificación (especialmente en la construcción y otras actividades de bajo valor añadido). De hecho, la disminución en el nivel educativo de la población desempleada tras la crisis se produce en todas las regiones con las únicas excepciones de Extremadura y Navarra. Por otra parte, asumiendo esa relación negativa entre educación y desempleo, las diferencias observadas en los años medios de educación de los desempleados entre las distintas regiones sugieren que las mayores tasas de paro en las regiones del suroeste respecto a las tasas más moderadas del noreste pueden estar altamente condicionadas por las diferencias en el nivel educativo de los desempleados.

Finalmente, el cuadro n.º 2 recoge la información referida a los años medios de educación para la población asalariada de cada una de las regiones y del conjunto del Estado. Más allá de las peculiaridades regionales en la evolución a lo largo del periodo, nos interesa poner el énfasis en que también para los asalariados se aprecian sustanciales diferencias en el nivel educativo medio de las regiones. Además, la comparación de esos datos con los del salario regional medio del cuadro n.º 1, comentados en la sección anterior, confirma el esperado vínculo positivo entre educación y salario. Así, Cataluña, Madrid y País Vasco, que se situaron como las regiones con salarios medios más elevados, fueron las que mayor dotación educativa presentaron, mientras que la menor dotación de regiones como Canarias, Extremadura o Murcia coincide con un salario medio inferior al del conjunto del Estado.

La relación entre el nivel educativo de cada región y la situación de las principales magnitudes de su mercado de trabajo puede llevarnos a pensar que las diferencias regionales en educación afectan en gran medida a las disparidades territoriales observadas en el mercado de trabajo español. Sin embargo, un análisis algo más detallado nos

advierte de que el efecto del nivel educativo puede ser algo más complejo. A modo de ejemplo, en los cuadros n.ºs 3 a 5 se muestran las tasas de actividad, las de paro y el salario medio para cada una de las regiones, distinguiendo según el nivel educativo de los individuos. En concreto, se ha calculado esa información para cinco niveles: educación primaria (N1), primer ciclo de educación secundaria (N2.1), segundo ciclo de educación secundaria (N2.2), primer ciclo de educación superior (N3.1) y segundo ciclo de educación superior (N3.2).

El cuadro n.º 3 nos revela que incluso entre individuos con similar nivel educativo se daban diferencias regionales en la tasa de actividad de un orden de magnitud similar al descrito para el conjunto de la población en el cuadro n.º 1. A modo ilustrativo, tomando la información referida al último año analizado, se observa que la participación en regiones como Baleares y Murcia (65 por 100) se situaba más de 20 puntos por encima de la de Asturias, Cantabria y País Vasco (en torno al 45 por 100) en el caso de los individuos con el nivel educativo más bajo (N1). Aunque la distancia entre las tasas de actividad entre las regiones con valores extremos disminuye con el nivel educativo, sigue siendo relevante para todos ellos. Incluso entre los individuos con el

mayor nivel educativo (N3.2), el diferencial alcanza los 10 puntos: del 90 por 100 en Baleares, País Vasco y La Rioja frente al 80 por 100 en Andalucía, Extremadura y Murcia.

Algo parecido sucede en el caso de la tasa de paro. La información del cuadro n.º 4 muestra claramente que la distinción por el nivel educativo de los individuos no elimina la sustancial heterogeneidad regional descrita en el apartado anterior en referencia a los datos de desempleo, recogidos en el cuadro n.º 1. Tomando de nuevo a título de ejemplo la información referida a 2010, se aprecia que la tasa de paro para los menos educados (N1) en Andalucía y Canarias se situó alrededor del 40 por 100, mientras que en Asturias, País Vasco y La Rioja lo hizo en el 17 por 100. Relativizado al valor asociado a cada nivel educativo, las diferencias regionales son igualmente sustanciales para los niveles medio y superior. Por ejemplo, para los titulados universitarios superiores (N3.2) la tasa de paro en País Vasco y La Rioja fue cuatro veces inferior a la de Andalucía y Canarias (4 por 100 en las primeras frente a 16 por 100 en las segundas).

Por último, la información contenida en el cuadro n.º 5 nos indica que la separación de los indivi-

CUADRO N.º 3

TASA DE ACTIVIDAD POR NIVELES EDUCATIVOS

	2002					2006					2010				
	N1	N2.1	N2.2	N3.1	N3.2	N1	N2.1	N2.2	N3.1	N3.2	N1	N2.1	N2.2	N3.1	N3.2
Andalucía.....	55,6	64,1	62,6	79,4	70,0	52,3	66,2	69,3	82,0	76,0	55,9	71,3	72,4	84,0	80,9
Aragón.....	50,5	67,8	66,7	84,6	77,8	55,9	69,8	73,5	84,9	87,5	56,8	69,7	79,4	85,4	86,6
Asturias.....	42,1	59,3	56,3	78,0	75,7	42,2	66,5	66,8	80,5	83,8	42,2	64,9	68,9	82,5	87,2
Baleares	63,4	71,2	77,3	87,0	84,8	63,6	77,2	81,8	92,0	84,0	65,4	81,0	82,0	92,0	90,0
Canarias	56,9	67,1	66,6	79,7	69,1	59,4	68,8	74,5	81,6	82,3	59,8	72,6	73,9	84,3	84,6
Cantabria	51,5	64,2	61,1	80,5	79,6	48,9	64,9	71,3	83,3	88,1	45,9	69,9	70,7	84,5	84,4
Castilla y León.....	53,1	65,4	63,7	79,5	82,4	56,1	68,8	69,8	82,3	86,7	55,1	72,2	73,7	84,5	86,8
Castilla-La Mancha	53,7	68,7	63,1	80,8	66,3	55,4	70,4	74,0	83,3	81,3	57,8	72,8	74,2	85,0	82,8
Cataluña	55,8	73,7	74,1	88,9	81,9	59,5	74,9	78,2	89,7	87,4	62,8	77,5	78,9	90,5	87,7
Comunidad Valenciana	54,0	71,6	66,6	81,6	83,3	53,8	72,6	75,3	84,9	83,3	59,1	74,2	77,1	82,9	84,3
Extremadura.....	52,6	65,4	60,7	80,2	61,0	47,4	65,5	66,9	84,3	74,0	49,0	71,2	70,9	83,8	81,2
Galicia.....	55,5	68,3	58,7	80,8	79,2	49,9	70,8	68,1	83,5	83,8	46,3	71,5	71,6	84,0	84,1
Madrid.....	57,0	63,3	66,6	82,1	86,6	62,2	71,5	75,7	85,2	87,2	62,2	73,2	78,2	86,3	90,0
Murcia	58,2	65,8	62,9	86,9	71,8	60,1	70,8	73,3	81,6	81,3	65,9	71,8	73,7	85,5	81,8
Navarra	56,4	66,2	66,3	82,8	86,0	55,3	71,0	74,6	86,7	86,7	51,0	71,4	76,3	87,6	87,7
País Vasco	50,5	64,4	64,7	85,1	87,6	47,1	66,2	71,3	87,1	88,5	44,5	67,6	70,9	85,0	91,0
Rioja, La	55,3	73,4	62,8	80,5	82,7	56,5	71,3	79,0	87,5	90,5	56,3	70,6	72,9	86,5	91,0
España.....	54,8	67,6	65,9	82,8	79,6	55,4	70,1	73,7	85,0	84,2	57,9	72,7	75,5	85,7	86,2

Nota: Educación primaria (N1), primer y segundo ciclo de educación secundaria (N2.1 y N2.2), primer y segundo ciclo de enseñanza superior (N3.1 y N3.2).

CUADRO N.º 4

TASA DE PARO POR NIVELES EDUCATIVOS

	2002					2006					2010				
	N1	N2.1	N2.2	N3.1	N3.2	N1	N2.1	N2.2	N3.1	N3.2	N1	N2.1	N2.2	N3.1	N3.2
Andalucía	20,8	21,2	17,6	16,0	13,2	15,0	14,8	12,1	9,2	8,6	40,1	33,2	25,8	16,4	16,0
Aragón	5,9	5,2	5,8	6,8	5,8	7,3	6,4	5,5	4,8	5,1	20,4	17,6	15,8	9,6	6,9
Asturias	6,7	13,5	11,2	10,0	9,6	3,8	9,2	9,2	8,6	7,2	18,0	23,2	15,1	12,1	12,2
Baleares	7,4	8,6	7,2	3,7	3,1	8,4	7,2	6,6	4,2	6,1	27,7	22,8	20,9	10,3	9,6
Canarias	12,5	13,3	10,9	8,8	7,2	11,8	13,9	12,0	7,3	8,4	39,3	36,8	28,1	16,0	16,0
Cantabria	5,2	12,1	9,2	11,0	12,9	7,5	5,0	8,2	6,0	8,0	23,7	16,5	14,8	10,3	7,2
Castilla y León	9,2	10,9	12,3	11,1	10,9	7,3	10,1	8,9	7,5	6,9	23,3	20,9	16,7	10,2	9,4
Castilla-La Mancha	10,2	10,0	9,1	8,3	6,6	9,0	10,3	11,0	5,3	6,1	32,0	25,4	19,5	11,8	10,4
Cataluña	9,8	11,7	11,0	6,3	6,6	9,6	7,6	6,4	4,0	4,4	26,4	24,9	14,7	10,5	9,5
Comunidad Valenciana	12,6	11,2	13,2	8,6	8,6	11,2	8,8	7,8	5,3	5,1	34,9	27,1	23,7	16,9	13,2
Extremadura	21,3	21,9	14,4	12,9	15,0	17,5	15,1	14,3	8,4	10,2	25,8	27,2	23,7	12,8	11,3
Galicia	8,3	13,2	16,3	11,5	12,4	7,0	9,4	9,2	8,1	9,1	20,8	18,1	16,8	13,5	7,0
Madrid	6,6	7,7	6,4	8,4	5,9	9,1	8,0	7,3	5,5	5,6	29,3	23,7	17,8	11,7	7,6
Murcia	11,8	10,3	13,4	10,2	11,2	8,8	9,8	8,2	5,1	4,5	27,0	25,6	21,5	10,3	15,0
Navarra	4,1	6,4	3,7	4,8	7,4	9,9	5,9	6,1	4,3	3,2	22,9	12,3	12,6	7,5	6,6
País Vasco	7,4	13,1	12,3	6,9	7,8	8,7	9,5	8,0	5,2	5,8	17,2	16,4	10,5	8,7	4,1
Rioja, La	7,2	8,8	7,4	6,9	6,8	6,9	8,7	6,4	2,2	6,7	17,6	18,7	13,0	6,5	3,9
España	11,9	12,9	11,5	9,3	8,4	10,4	10,3	8,5	6,1	6,2	30,7	25,9	19,4	12,5	10,0

Nota: Definición de los niveles educativos como en el cuadro n.º 3.

CUADRO N.º 5

SALARIO POR NIVELES EDUCATIVOS

	2002					2006					2010				
	N1	N2.1	N2.2	N3.1	N3.2	N1	N2.1	N2.2	N3.1	N3.2	N1	N2.1	N2.2	N3.1	N3.2
Andalucía	5,9	5,9	7,6	9,5	14,4	6,9	6,9	8,3	9,6	12,9	8,6	8,2	10,0	12,4	15,7
Aragón	6,6	7,2	7,9	9,3	13,6	8,2	7,7	8,8	10,3	14,8	8,7	9,5	11,0	12,6	16,4
Asturias	6,6	5,8	7,1	8,6	12,6	7,8	7,5	7,8	9,5	12,5	9,1	8,8	10,4	11,5	18,3
Baleares	5,8	5,9	6,4	8,2	12,6	6,9	7,3	8,6	10,4	16,3	8,1	8,6	9,7	13,8	19,2
Canarias	5,1	5,1	6,5	8,4	12,8	5,8	6,0	7,2	9,4	14,2	7,5	7,4	8,2	11,7	18,0
Cantabria	5,9	5,8	6,9	7,8	10,2	7,3	7,0	7,9	9,6	12,1	8,7	8,8	10,2	12,2	16,3
Castilla y León	5,3	5,5	6,9	8,8	12,2	7,0	7,1	8,5	9,9	13,3	8,8	8,2	9,8	12,2	17,0
Castilla-La Mancha	6,1	6,1	7,0	8,7	11,2	6,5	6,5	7,7	10,1	15,8	8,0	8,3	10,3	12,6	16,5
Cataluña	6,9	7,2	8,7	10,3	14,0	8,2	8,1	9,9	11,7	15,2	9,2	9,2	10,9	13,5	18,2
Comunidad Valenciana	5,8	5,8	7,1	8,3	11,7	6,9	7,3	8,7	9,6	12,5	8,3	8,5	10,3	12,1	17,0
Extremadura	4,9	5,0	6,1	9,3	14,3	5,6	5,8	6,6	8,3	12,8	7,1	7,4	8,6	12,1	16,1
Galicia	5,3	5,2	6,5	7,9	12,2	6,4	6,3	7,7	9,1	13,7	8,0	7,7	8,9	11,5	15,5
Madrid	6,3	6,8	8,2	9,9	14,6	7,7	7,7	9,5	12,1	15,9	8,0	8,9	10,5	13,3	17,3
Murcia	5,5	5,3	6,3	8,2	13,0	6,5	6,5	7,5	9,8	14,3	7,9	8,5	9,5	12,8	19,2
Navarra	7,7	7,2	8,2	10,1	14,3	8,7	8,8	9,8	11,3	15,7	10,5	9,7	10,9	12,3	17,4
País Vasco	8,8	8,0	9,1	10,1	14,1	9,3	9,5	10,1	11,7	15,4	11,3	10,8	11,7	14,3	18,0
Rioja, La	6,1	6,0	6,5	8,5	11,9	7,2	7,7	8,4	9,2	11,1	8,3	8,2	9,2	11,7	12,3
España	6,3	6,4	7,9	9,6	13,8	7,4	7,4	9,1	10,9	14,8	8,6	8,7	10,3	12,9	17,3

Notas: Definición de los niveles educativos como en el cuadro n.º 3. Salarios en euros de cada año por hora.

duos según su nivel educativo tampoco diluye las diferencias regionales en el salario medio. En términos generales, podemos decir que Navarra y País Vasco se situaron entre las regiones con mayor nivel salarial medio para todos los niveles educativos a lo largo de todo el periodo, mientras que Cataluña y Madrid se unen a ese grupo, pero no en todos los niveles de educación ni en todos los años considerados. Por el contrario, el salario medio en Canarias y Extremadura se encuentra entre los más bajos para la mayor parte de niveles educativos y periodos. A ellas se les unen Galicia y Murcia en el caso de algunos niveles educativos y años. En cualquier caso, la comparación de los niveles salariales entre unas regiones y otras para cada uno de los grupos educativos revela diferenciales que en la mayoría de casos superan el 50 por 100, es decir, que tienen un orden de magnitud similar a las descritas en la sección III en referencia al salario medio del conjunto de asalariados.

En resumen, las regiones españolas muestran diferencias importantes en cuanto a las principales magnitudes del mercado de trabajo y respecto al nivel educativo alcanzado por su población. Además, se aprecia una relación positiva entre nivel educativo medio en cada región y, por una parte, la tasa de participación y, por otra, el salario medio, y una relación negativa entre educación y tasa de paro. Sin embargo, el efecto de la educación parece ser más sutil de lo que esas relaciones agregadas podrían sugerir, dado que, por ejemplo, las disparidades regionales no se desvanecen cuando se comparan los valores regionales para grupos de individuos con un mismo nivel educativo. En el siguiente apartado profundizamos en esta cuestión, planteando que no únicamente la dotación de educación varía entre regiones sino que, además, su efecto sobre el mercado de trabajo está lejos de ser homogéneo, lo que repercute también en el volumen de disparidades regionales en el mismo.

V. DIFERENCIAS REGIONALES EN EL EFECTO DE LA EDUCACIÓN

En esta sección presentamos los resultados referidos a la estimación del efecto del nivel educativo de los individuos sobre las probabilidades de participación y desempleo, y sobre el salario, en cada una de las regiones españolas. Para ello utilizamos los microdatos de la EPA y de la EES de cada una de las regiones y las especificaciones econométricas adecuadas a cada caso. En primer lugar presentamos y discutimos los resultados referidos al impacto

sobre participación y desempleo para, a continuación, mostrar los resultados referidos a la estimación del rendimiento a la educación, es decir, el efecto sobre el salario.

1. Disparidades en el efecto de la educación en la participación y el desempleo

Asumimos que un individuo i de una región r participa en el mercado laboral cuando el beneficio neto de su decisión (π_{ir}^{Act}) es positivo:

$$Act_{ir} = 1 \text{ si } \pi_{ir}^{Act} = \alpha^r Educ_{ir} + Z_{ir}\gamma^r + v_{ir} > 0 \quad [1]$$

$$Act_{ir} = 0 \text{ en caso contrario}$$

Por lo tanto, suponemos que la participación de cada individuo en cada una de las regiones, condicionada a un conjunto de factores que agrupamos en Z_{ir} , está influida por los años de educación del individuo, $Educ_{ir}$ (como medida que aproxima el nivel educativo alcanzado). Bajo el supuesto de normalidad del término de error aleatorio, v_{ir} , la estimación del impacto de la educación en cada región, α^r , puede ser obtenido a partir de un modelo probit:

$$prob(Act_{ir} = 1) = \Phi(\alpha^r Educ_{ir} + Z_{ir}\gamma^r) \quad [2]$$

donde Φ denota la función de distribución acumulada de la normal estándar.

De igual forma, un individuo i en la región r que participa en el mercado laboral se encontrará en situación de desempleo cuando su propensión a estar en esa situación ($Prop_{ir}^{Paro}$) supere un cierto umbral, que por simplicidad en la notación asumimos igual a cero:

$$Paro_{ir} = 1 \text{ si } Prop_{ir}^{Paro} = \beta^r Educ_{ir} + X_{ir}\delta^r + v_{ir} > 0 \quad [3]$$

$$Paro_{ir} = 0 \text{ en caso contrario}$$

En consecuencia, asumimos que la propensión a estar en paro para cada individuo en cada una de las regiones depende, además de un conjunto de características individuales y familiares agrupadas en X_{ir} , del nivel educativo del individuo. Como en el caso de la participación, bajo el supuesto de normalidad del término de error, v_{ir} , la estimación del efecto de la educación en la probabilidad de desempleo en cada región, β^r , se puede obtener a través de un modelo probit:

$$\text{prob}(\text{Paro}_{ir} = 1) = \Phi(\beta^r \text{Educ}_{ir} + X_{ir} \delta^r) \quad [4]$$

La estimación del efecto de la educación, y del resto de factores en X_{ir} , basada en la especificación en [4] tendrá las propiedades deseadas en el caso en que la correlación de los términos de error en [1] y [3] sea nula, $\text{corr}(v_{ir}, v_{ir}^*) = 0$. Es decir, cuando los factores inobservables que afectan a la decisión de participación no determinan a su vez la propensión a estar desempleado. En caso contrario nos enfrentamos a un problema de selección muestral que afecta a la consistencia de la estimación de los parámetros del modelo probit en [4] y, en consecuencia, a las conclusiones acerca del efecto del nivel educativo en el desempleo. En esa situación, una estimación consistente se puede obtener a través del modelo probit con selección muestral, sugerido por Van de Ven y Van Pragg (1981). El denominado modelo *Heckprobit* se representa como:

$$\begin{aligned} \text{prob}(\text{Act}_{ir} = 1) &= \Phi(\alpha^r \text{Educ}_{ir} + Z_{ir} \gamma^r) \\ \text{prob}(\text{Paro}_{ir} = 1) &= \Phi(\beta^r \text{Educ}_{ir} + X_{ir} \delta^r) \quad [5] \\ \text{corr}(v_r, v_r^*) &= \rho^r \end{aligned}$$

Para valorar el impacto de los años de educación en la probabilidad de participación en cada región utilizamos la estimación de los parámetros α^r y γ^r para calcular el correspondiente efecto marginal (cambio en la probabilidad de participar como resultado de un año adicional de educación). Por su parte, en el caso del efecto sobre el paro, calculamos el cambio asociado a un año adicional de educación sobre la probabilidad de desempleo condicionada a que el individuo pertenezca a la población activa. Esta probabilidad condicionada se define a partir de la especificación en [5] como:

$$\begin{aligned} \text{prob}(\text{Paro}_{ir} = 1 | \text{Act}_{ir} = 1) &= \frac{\text{prob}(\text{Paro}_{ir} = 1, \text{Act}_{ir} = 1)}{\text{prob}(\text{Act}_{ir} = 1)} \\ &= \frac{\Phi_b(\beta^r \text{Educ}_{ir} + X_{ir} \delta^r, \alpha^r \text{Educ}_{ir} + Z_{ir} \gamma^r, \rho^r)}{\Phi(\alpha^r \text{Educ}_{ir} + Z_{ir} \gamma^r)} \quad [6] \end{aligned}$$

donde $\text{prob}(\text{Paro}_{ir} = 1, \text{Act}_{ir} = 1) = \Phi_b(\beta^r \text{Educ}_{ir} + X_{ir} \delta^r, \alpha^r \text{Educ}_{ir} + Z_{ir} \gamma^r, \rho^r)$ es la probabilidad conjunta de estar activo y empleado, y Φ_b denota la función de distribución acumulada de la normal bivariente. El efecto marginal de la educación sobre la probabilidad de participar y sobre la de desempleo en una región se calcula promediando el efecto marginal estimado para cada individuo en la muestra correspondiente a esa región. Por lo tanto, al uti-

lizar los coeficientes y las características de los individuos específicos de cada región no se impone el mismo efecto de la educación en todas las regiones, sino que se obtiene una estimación del efecto propio de cada región.

Antes de pasar a comentar los resultados obtenidos, conviene destacar que las características incluidas en Z , es decir las que determinan la probabilidad de participar, han sido el género, la nacionalidad, la edad, el estado civil, si el individuo es cabeza de familia, el número de hijos, el de restantes miembros del hogar, si el individuo tiene hijos menores a nueve años y el número de ocupados del hogar, excluido el individuo. Por su parte, las incluidas en X , y por tanto las que directamente afectan a la propensión al desempleo, han sido el género, la nacionalidad, la edad, el estado civil, si el individuo es cabeza de familia y si tiene hijos menores de nueve años.

El cuadro n.º 6 recoge los resultados de la estimación del efecto marginal de la educación sobre la probabilidad de participación y de desempleo para cada región en cada uno de los años analizados (6). Se puede apreciar que a mayor nivel educativo corresponde una mayor probabilidad de participar en el mercado laboral en todas las regiones para los tres años. Para el conjunto de España, un año adicional de educación aumentaba la probabilidad de participar en aproximadamente 2 puntos porcentuales a lo largo de todo el periodo analizado. Para contextualizar esta cifra podemos indicar que implica un aumento de 12 puntos porcentuales para los individuos con segundo ciclo de educación secundaria (N2.2) frente a similares individuos con solo educación primaria (N1), y un incremento de 10 puntos para los que acreditan segundo ciclo de educación superior (N3.2) frente a los de segundo ciclo de secundaria (7). Ello respecto a tasas de actividad menores al 60 por 100 para la población con educación primaria y de poco más del 70 por 100 para la que acredita estudios de segundo ciclo de secundaria (cuadro n.º 3). Sin embargo, este efecto medio esconde algunas diferencias regionales de interés. Así, al inicio de la década, el aumento en la propensión a participar era sustancialmente más elevado en Aragón y Asturias (en torno a 2,7 puntos) que en Andalucía, Baleares o Valencia (alrededor de 1,8 puntos). Diferencias incluso mayores se observan para los siguientes años analizados. Así, en 2010, el efecto marginal en Asturias rozaba los 3 puntos porcentuales y en Extremadura los 2,8, mientras que en Baleares, Valencia, Madrid y Murcia se situaba en menos de la mitad (entre 1,2 y 1,3 puntos). Ello

CUADRO N.º 6

EFECTO DE LA EDUCACIÓN EN LA PROBABILIDAD DE PARTICIPACIÓN Y EN LA PROBABILIDAD DE DESEMPLEO

	Participación			Paro		
	2002	2006	2010	2002	2006	2010
Andalucía	0,0183***	0,0261***	0,0177***	-0,0163***	-0,0125***	-0,0298***
Aragón	0,0275***	0,0192***	0,0194***	-0,0014	-0,0024**	-0,0130***
Asturias	0,0270***	0,0277***	0,0299***	-0,0025	-0,0023	-0,0108***
Baleares	0,0176***	0,0187***	0,0125***	-0,0077***	-0,0034**	-0,0171***
Canarias	0,0207***	0,0225***	0,0188***	-0,0088***	-0,0080***	-0,0287***
Cantabria	0,0236***	0,0285***	0,0230***	0,0005	-0,0010	-0,0139**
Castilla y León	0,0219***	0,0205***	0,0206***	-0,0059***	-0,0037***	-0,0179***
Castilla-La Mancha	0,0203***	0,0234***	0,0204***	-0,0064***	-0,0060***	-0,0241***
Cataluña	0,0212***	0,0226***	0,0208***	-0,0063***	-0,0039***	-0,0180***
Com. Valenciana	0,0183***	0,0188***	0,0131***	-0,0053***	-0,0064***	-0,0232***
Extremadura	0,0215***	0,0289***	0,0279***	-0,0206***	-0,0154***	-0,0238***
Galicia	0,0191***	0,0243***	0,0244***	-0,0036***	-0,0023*	-0,0123***
Madrid	0,0203***	0,0149***	0,0131***	-0,0024**	-0,0042***	-0,0138***
Murcia	0,0232***	0,0186***	0,0129***	-0,0042**	-0,0078	-0,0198***
Navarra	0,0224***	0,0190***	0,0197***	-0,0002	-0,0049***	-0,0080***
País Vasco	0,0239***	0,0270***	0,0223***	-0,0049***	-0,0052***	-0,0111***
Rioja, La	0,0205***	0,0214***	0,0208***	-0,0040**	-0,0040**	-0,0132***
España	0,0211***	0,0229***	0,0197***	-0,0079***	-0,0061***	-0,0201***

Notas:

* p < 0,1.

** p < 0,05.

*** p < 0,01.

supone disparidades regionales muy notables cuando comparamos tasas de participación para diferentes niveles de estudios. Por ejemplo, el paso de primaria a segundo nivel de secundaria para el primer grupo de regiones suponía en 2010 un aumento de 17 puntos porcentuales en la participación, mientras en el segundo el aumento se limitaba a 7,5 puntos.

Por lo que respecta al efecto de la educación en el desempleo, las cifras del cuadro n.º 6 confirman la relación negativa entre ambas magnitudes, siendo el efecto sustancialmente más intenso en 2010, cuando las tasas de desempleo fueron mucho más elevadas que en los años anteriores. Así, un año adicional de educación disminuía en 0,8 y 0,6 puntos porcentuales la probabilidad de desempleo en el conjunto del Estado en 2002 y 2006, respectivamente, mientras que en 2010 lo hacía en 2 puntos. En cualquier caso, los resultados también revelan claramente que el efecto de la educación sobre la propensión individual al desempleo y, por agregación a la tasa de paro, distó de ser uniforme regionalmente. Mientras en Andalucía y Extremadura el efecto se situaba en 2002 en -1,6 y -2 puntos porcentuales, en ese mismo año no se detecta un

impacto significativo de la educación para regiones como Aragón, Asturias, Cantabria y Navarra. Algo similar sucede en 2006, aunque con impactos más moderados para el primer grupo de regiones y con cambios en las regiones en el que el efecto no es estadísticamente significativo (Asturias, Cantabria, Galicia y Murcia). Por su parte, en 2010 se aprecia un aumento del efecto de la educación sobre la probabilidad de desempleo generalizado para todas las regiones, aunque el mismo no conduce, ni mucho menos, a homogeneizar el impacto. De nuevo Andalucía y Extremadura, ahora junto a Canarias y Castilla-La Mancha, encabezan la lista de regiones donde un año adicional de educación conllevaba una mayor disminución en la probabilidad de desempleo, de entre 2 y 3 puntos porcentuales. Por el contrario, y aunque en ese año el efecto estimado es estadísticamente significativo en todas las regiones, en Navarra y Asturias la disminución en la probabilidad de paro apenas fue del 1 por 100, siendo solo ligeramente superior a ese valor en Galicia y País Vasco. De nuevo, y para poder valorar adecuadamente esas diferencias, resulta útil calcular la diferencia en la probabilidad de desempleo para individuos similares que únicamente diferían en su nivel educativo en diversas regiones. Por ejemplo,

en Andalucía la probabilidad de desempleo media de los individuos con educación primaria fue 18 puntos mayor que la de individuos de similares características pero con estudios de segundo nivel de secundaria, mientras que respecto a estos últimos, los de estudios universitarios superiores se enfrentaron a una probabilidad menor en 15 puntos. Esas mismas diferencias en el caso de Navarra fueron de 4,8 y 4 puntos porcentuales respectivamente. En ambos casos, la importancia relativa de tales efectos se desprende de las tasas de desempleo reproducidas en el cuadro n.º 4 para cada nivel educativo en cada región y año.

En resumen, los resultados apuntan a una elevada heterogeneidad regional en el efecto que la educación de los individuos tiene sobre la probabilidad de participar y sobre la de estar desempleado. En el caso de la segunda, resulta particularmente interesante que, como por otra parte cabía esperar, la magnitud del efecto es mayor en aquellas regiones y momentos del tiempo en los que las tasas de paro son más elevadas. Los resultados sugieren que es entonces cuando la dotación de educación supone un argumento diferencial favorable a los que acreditan mayor nivel educativo, tanto porque sean trabajadores más productivos como por el hecho de que se encuentren en ocupaciones y sectores menos afectados por la destrucción de empleo. Dicho de otra forma, los resultados sugieren que la educación actúa como una cierta garantía frente al desempleo y que lo hace con mayor intensidad en las regiones que sufren en mayor medida ese desajuste del mercado laboral.

2. Disparidades en el rendimiento a la educación

La estimación del efecto del nivel educativo sobre el salario en cada una de las regiones españolas se obtiene mediante la especificación de una ecuación *minceriana* de salarios en la que el (logaritmo del) salario de un individuo i en la región r , w_{ir} , depende de sus años en el sistema educativo, $Educ_{ir}$, y de un conjunto de otras características que, de una manera u otra, afectan a su productividad y que agrupamos en Y_{ir} :

$$\ln(w_{ir}) = \tau^r Educ_{ir} + Y_{ir}\varphi^r + \varepsilon_{ir} \quad [7]$$

donde ε_{ir} es el término de error que incorpora el efecto de los factores inobservables que afectan al salario del trabajador i en la región r .

El rendimiento a un año de educación en una región r viene dado por el coeficiente τ^r , que es estimado a través de la especificación en [7] utilizando la muestra de asalariados de esa región r contenida en la EES, para cada uno de los años considerados. Antes de proceder a la presentación y discusión de los resultados, conviene realizar algunas apreciaciones. En primer lugar, que las variables incluidas en Y_{ir} fueron la experiencia en el mercado laboral del individuo, su antigüedad en la empresa y el género. Las primeras son habitualmente introducidas en las ecuaciones salariales para incorporar los aumentos de productividad, y con ello de salario, asociados por ejemplo al aprendizaje en el puesto de trabajo. Estas variables están medidas en años y se incluye también su cuadrado para tener en cuenta la no linealidad en su relación con el salario. Por su parte, la inclusión de una variable dicotómica de género pretende controlar por el *gap* salarial desfavorable a las mujeres. A pesar de estar disponible en la EES la información referida a otras variables relacionadas con el salario, como la ocupación, el tamaño de la empresa y el sector de actividad, preferimos proporcionar los resultados de la estimación del rendimiento de la educación en la versión simplificada de la ecuación de salarios que no incluye esas variables adicionales ya que, como se ha indicado en la literatura (por ejemplo en Pereira y Martins, 2004), esas otras variables resultan ser los canales a través de los cuales los trabajadores con mayor educación obtienen el rendimiento a su inversión educativa (8).

Por otra parte, la EES, al incluir únicamente información de asalariados, y por tanto empleados, y al no proporcionar información de los mismos individuos a lo largo de los diversos años, no permite controlar por un posible problema de endogeneidad relacionado tanto con selección muestral como con la existencia de características inobservables que afectan al salario y que, a su vez, pueden estar relacionadas con el nivel educativo de los individuos. De ser así, no podríamos garantizar la consistencia de la estimación de las ecuaciones salariales para cada región. En este sentido, únicamente podemos indicar que los resultados de un trabajo previo en el que se utilizaba una base de datos alternativa que sí permitía tratar esos problemas condujo a conclusiones en cuanto a la magnitud de las diferencias regionales en los rendimientos a la educación similares a las que se presentarán a continuación (véase López-Bazo y Motellón, 2012) (9).

Los resultados de la estimación del rendimiento a la educación para cada región y año analizado se

CUADRO N.º 7

RENDIMIENTO SALARIAL A LA EDUCACIÓN

	2002	2006	2010
Andalucía	0,0573***	0,0422***	0,0514***
Aragón	0,0543***	0,0430***	0,0522***
Asturias	0,0480***	0,0438***	0,0506***
Baleares.....	0,0496***	0,0443***	0,0686***
Canarias	0,0582***	0,0451***	0,0616***
Cantabria.....	0,0433***	0,0418***	0,0498***
Castilla y León	0,0622***	0,0492***	0,0648***
Castilla-La Mancha.....	0,0526***	0,0508***	0,0629***
Cataluña	0,0644***	0,0539***	0,0662***
Com. Valenciana	0,0532***	0,0426***	0,0582***
Extremadura	0,0776***	0,0464***	0,0621***
Galicia.....	0,0620***	0,0467***	0,0639***
Madrid	0,0796***	0,0625***	0,0789***
Murcia.....	0,0533***	0,0450***	0,0627***
Navarra	0,0594***	0,0401***	0,0433***
País Vasco	0,0535***	0,0427***	0,0552***
Rioja, La.....	0,0448***	0,0384***	0,0401***
España	0,0608***	0,0485***	0,0635***

Nota: *** p <0,01.

sintetizan en el cuadro n.º 7. Para el conjunto de España, el rendimiento a un año de educación se estima en un 6,1 por 100 en 2002, cayendo al 4,8 por 100 en 2006. Esta caída de poco menos de un tercio en el incremento salarial asociado a un año adicional de educación, en el corto periodo de cuatro años, tiene seguramente su origen en las peculiares circunstancias del mercado de trabajo en España en ese periodo, en particular en sectores como el de la construcción, y en un elevado nivel de sobrecualificación de la fuerza de trabajo. Sin embargo, el impacto de la crisis económica parece haber cambiado esa tendencia, dado que el rendimiento estimado para 2010 ascendió hasta el 6,3 por 100, más que recuperando la caída que había experimentado a lo largo del periodo expansivo. La misma evolución a lo largo de la década se observa para cada una de las comunidades autónomas, aunque existen algunas diferencias en cuanto a la intensidad de la caída en el rendimiento en la primera parte del periodo y al aumento tras el impacto de la crisis. Así, por ejemplo, el valor estimado para el año 2010 en Baleares se sitúa bastante por encima del obtenido para 2002, mientras que en Extremadura ocurre lo contrario, después del incremento entre 2006 y 2010, el valor en ese último año se encuentra notablemente por debajo del obtenido para 2002.

Al igual que en el caso del efecto sobre la participación y el desempleo, los resultados en el cuadro número 7 confirman una nada despreciable heterogeneidad regional en el rendimiento a la educación, que se observa tanto en el periodo expansivo como en el recesivo. En 2002, frente a rendimientos próximos al 8 por 100 en regiones tan distintas como Madrid y Extremadura encontramos rendimientos entre el 4 y el 5 por 100 en Baleares, Cantabria y La Rioja. Las distancias se acortan ligeramente en 2006, presentando Madrid y Cataluña los mayores rendimientos (6,3 y 5,4 por 100, respectivamente) y Navarra y La Rioja los menores (en torno al 4 por 100). Estas dos últimas regiones se mantienen a la cola en cuanto al rendimiento a la educación en 2010, al experimentar aumentos muy ligeros respecto a lo observado en 2006. Por su parte, como en los años anteriores, Madrid sigue a la cabeza en el último año analizado, recuperando un rendimiento del 8 por 100. Le sigue Baleares (6,9 por 100), que experimenta un fuerte aumento no solo respecto al valor estimado en 2006 sino también al rendimiento obtenido para 2002.

Más allá de las regiones que encabezan o cierran el listado referido al rendimiento salarial de la educación, nuestra intención con las cifras recogidas en el cuadro n.º 7 es evidenciar el diferente impacto que la educación tiene sobre el salario percibido por los trabajadores en las regiones españolas. Evidentemente esas diferencias suponen una notable discrepancia en el retorno a la inversión en educación realizada por los asalariados en cada una de esas regiones, lo que se une a las disparidades que hemos comentado anteriormente en referencia al efecto de la educación sobre la propensión a participar y, en caso de hacerlo, a encontrarse empleado o desempleado. Por otra parte, la elevada heterogeneidad regional en el rendimiento a la educación sugiere que las diferencias entre regiones en el nivel salarial no se explica únicamente por diferencias entre ellas en la dotación de educación de los trabajadores, sino también por diferencias entre las regiones en el rendimiento salarial que obtienen por la inversión realizada en educación.

Finalmente, cabe indicar que el análisis de los motivos que provocan que un mismo trabajador obtenga un mayor rendimiento a su educación en unas regiones que en otras va más allá de los objetivos de este trabajo. La evidencia que permitiría extraer conclusiones respecto a esa cuestión debería, en nuestra opinión, combinar el análisis de microdatos con el de información regional agregada. En todo caso, y más a modo de hipótesis que

debería ser contrastada en el futuro que de conclusión derivada de los resultados que acabamos de presentar, planteamos que el rendimiento podría estar relacionado con el efecto de la aglomeración de la actividad económica y con la composición sectorial de las economías regionales. Externalidades asociadas a la alta concentración de actividad económica y de trabajadores con nivel educativo elevado estarían causando que estos extrajesen un mayor rendimiento salarial en regiones como Madrid y Cataluña. Por otra parte, la mayor presencia de actividades de alto valor añadido, y también de productividad elevada y orientadas a mercados no exclusivamente locales, en esas y algunas otras regiones estaría permitiendo que sus trabajadores con mayor nivel educativo obtuviesen un rendimiento salarial mayor que aquellos localizados en regiones especializadas en actividades de escaso valor añadido, bajo contenido tecnológico, menor productividad y, en consecuencia, escasamente internacionalizadas. Sin embargo, no podemos despreciar *a priori* otros aspectos relacionados con diferencias regionales en, por ejemplo, la incidencia de la temporalidad, la presencia de trabajadores inmigrantes, el grado de desajuste entre oferta y demanda de trabajo cualificado, y el grado de cobertura mediante los distintos tipos de convenios colectivos, todos ellos relacionados de una manera u otra con el nivel salarial de trabajadores con un nivel educativo determinado.

VI. CONCLUSIONES

El objetivo esencial de este trabajo ha sido el de proporcionar evidencia acerca de las disparidades regionales en algunas de las principales magnitudes del mercado laboral español y mostrar que estas están relacionadas con la desigual distribución territorial del nivel educativo de la población. La evidencia obtenida en el análisis de los microdatos de la EPA y de la EES y algunas de sus implicaciones se pueden sintetizar en los siguientes puntos.

— Al igual que en etapas anteriores, el mercado de trabajo español se caracterizó en la década pasada por importantes disparidades regionales en sus principales magnitudes. Las mismas se mantuvieron a lo largo de toda la fase expansiva y, salvo en contadas excepciones, no parece que hayan sido alteradas por la gran recesión de finales de la década.

— A pesar del aumento continuado del nivel educativo de la fuerza de trabajo en España en las últimas décadas, las diferencias regionales en esta

magnitud continuaron siendo sustanciales en los primeros años de este siglo. Además, de una simple comparación entre nivel educativo y las principales magnitudes del mercado de trabajo en las regiones españolas se desprende una relación positiva entre educación y tasa de actividad, y negativa en el caso de educación y tasa de paro. Asimismo, se observan mayores salarios medios en las regiones con mayor dotación educativa de los trabajadores.

— A pesar de lo anterior, las diferencias regionales se mantienen al comparar individuos con el mismo nivel educativo en las distintas regiones, lo que sugiere que el efecto de la educación sobre las diferencias regionales en el mercado laboral es más sutil de lo que se deriva a primera vista.

— En este sentido, la evidencia que hemos obtenido confirma que el efecto de la educación sobre la probabilidad de participación y sobre la de estar parado está lejos de ser uniforme territorialmente. Así, un año adicional de educación aumenta la probabilidad de participar y disminuye la de estar desempleado con mayor intensidad en unas regiones que en otras. Atender a esta diversidad en la reacción del mercado laboral ante variaciones en la educación de los individuos es importante para valorar la efectividad de determinadas políticas laborales y de desarrollo.

— A la heterogeneidad regional en el efecto de la educación sobre participación y paro hay que sumar la detectada en el rendimiento salarial a la educación. El retorno que obtienen los individuos a su inversión educativa depende mucho de la región en la que prestan sus servicios laborales.

— En términos generales, las diferencias regionales en el efecto de la educación de los individuos sobre sus resultados en el mercado laboral no resultaron alteradas por el impacto de la crisis a finales de la década pasada.

Entre las implicaciones que se derivan de toda esta evidencia podemos citar la diferencia en incentivos individuales a invertir en educación entre unas regiones y otras, y en relación con ello a la mayor o menor justificación del estímulo público en ese tipo de inversión. Y también al efecto sobre las decisiones individuales de migración interregional que afecta a la dirección de los flujos y a su composición educativa. Ambas circunstancias condicionan la capacidad de cada una de las regiones españolas para resultar competitivas en actividades de elevado valor añadido.

Finalmente, indicar que los resultados en este trabajo sugieren que el origen de las disparidades regionales se encuentra no exclusivamente en las diferencias entre regiones en la dotación de determinados factores, como puede ser el capital humano educativo, sino también en la existencia de reacciones particulares en cada región ante dichos factores. En este sentido, la utilización de la información contenida en microdatos de individuos y empresas en los análisis regionales puede aportar evidencia complementaria a la obtenida habitualmente utilizando información estadística agregada. De hecho, la combinación de ambas en futuros estudios debería permitir ahondar en el origen de las diferencias regionales en el efecto de la educación de los individuos sobre la participación, el desempleo y el nivel salarial.

NOTAS

(1) En 1995 se realizó una primera versión de la EES, que puede ser considerada como una encuesta piloto.

(2) Las características distintivas de las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla han motivado su exclusión del análisis regional realizado en este trabajo. Sin embargo, estas ciudades sí han sido consideradas en el cálculo de los distintos valores obtenidos para España.

(3) Se han excluido los trabajadores de la sección O de la CNAE-2009 (Administración Pública y Defensa, Seguridad Social Obligatoria), solo disponible en la EES de 2010. Así, la cobertura sectorial de la muestra empleada comprende desde la sección C a la K y la M, N y O de la CNAE-93 para la EES de 2002 y 2006, y las secciones de la B a la N y de la P a la S de la CNAE-09 para la EES de 2010. Por lo tanto, no se consideran en el análisis los empleados públicos.

(4) En aras de la simplicidad, hemos optado por no incluir medidas sintéticas del nivel de disparidad regional, dado que la simple comparación de los valores tomados por las variables en cada una de las comunidades autónomas permite fácilmente realizar una valoración de su magnitud.

(5) Las diferencias entre regiones no se limitan al salario medio, sino que se producen en el conjunto de la distribución salarial, aunque por motivos de espacio no se incluye la evidencia al respecto en este trabajo. El lector interesado en esta cuestión puede consultar la evidencia referida a este aspecto en MOTELLÓN *et al.* (2011). En ese mismo trabajo también se muestra cómo las diferencias regionales en los niveles salariales se mantienen cuando se descuenta el efecto de las diferencias en el coste de la vida. Dado que aquí nuestro objetivo fundamental reside en la estimación del rendimiento salarial de la educación, y que la estimación del mismo para cada región y año no se verá afectado por la corrección de tales diferencias en el nivel de precios, hemos optado por no incluir la información referida a los salarios netos del efecto de las diferencias en el coste de la vida.

(6) Por cuestiones de espacio no se reproduce el conjunto completo de efectos estimados para todas las variables incluidas en [5] para todas las regiones y años. Esos resultados detallados se encuentran a disposición del lector interesado. En todo caso, conviene señalar que la sig-

nificación del coeficiente de correlación entre los términos de error del modelo para la gran mayoría de regiones y años apoya la necesidad de estimar los efectos de la educación en una especificación que controla por selección muestral.

(7) Correspondiente a seis años de diferencia entre los años medios atribuidos a N2.2 y a N1, y a cinco entre los de N3.2 y los de N2.2.

(8) En todo caso, conviene indicar que los resultados de la estimación de ecuaciones de salarios incorporando esas otras características individuales y empresariales resulta, como cabía esperar, en valores menores para el rendimiento a la educación para las regiones. Sin embargo, las conclusiones derivadas de esos resultados en referencia a las disparidades regionales en el rendimiento a la educación son equivalentes a las que se obtienen de los resultados que se comentan a continuación.

(9) La base de datos alternativa a la que se hace referencia en el texto es la muestra extendida del año 2000 del Panel de Hogares de la Comunidad Europea. No se ha utilizado dicha fuente dado que para el resto de años esa operación estadística (y su sucesora) no garantiza la representatividad muestral para las comunidades autónomas.

BIBLIOGRAFÍA

- AHAMDANECH, I.; GARCÍA PÉREZ, C., y SIMÓN, H. (2011), «La desigualdad de los salarios en España: Una perspectiva regional», *Moneda y Crédito*, 231: 53-92.
- BANDE, R.; FERNÁNDEZ, M., y MONTUENGA, V. (2008), «Regional unemployment in Spain: Disparities, business cycle and wage setting», *Labour Economics*, 15: 885-914.
- DE LA FUENTE, A., y DOMÉNECH, R. (2012), «Educational attainment in the OECD, 1960-2010». WP 12/20 BBVA Research.
- DE LA FUENTE, A., y JIMENO, J.F. (2011), «La rentabilidad privada y fiscal de la educación en España y sus regiones». *Fedea Documento de Trabajo 2011-11, Madrid*.
- JIMENO, J.F., y BENTOLILA, S. (1998), «Regional unemployment persistence (Spain, 1976-1994)», *Labour Economics*, 5: 25-51.
- LÓPEZ-BAZO, E.; DEL BARRIO, T., y ARTÍS, M. (2002), «The regional distribution of Spanish unemployment: A spatial analysis», *Papers in Regional Science*, 81: 365-389.
- (2005), «Geographical distribution of unemployment in Spain», *Regional Studies*, 39: 305-318.
- LÓPEZ-BAZO, E., y MOTELLÓN, E. (2012), «Human capital and regional wage gaps», *Regional Studies*, 46: 1347-1365.
- (2013), «The regional distribution of unemployment: What do micro-data tell us?», *Papers in Regional Science*, 92: 383-405.
- MOTELLÓN, E.; LÓPEZ-BAZO, E., y EL-ATTAR, M. (2011), «Regional heterogeneity in wage distributions: Evidence from Spain», *Journal of Regional Science*, 51: 558-584.
- PEREIRA, P., y MARTINS, P. (2004), «Returns to education and wage equations», *Applied Economics*, 36: 525-531.
- VAN DE VEN, W.P.M.M., y VAN PRAAG, B.M.S. (1981), «The demand for deductibles in private health insurance: A probit model with sample selection», *Journal of Econometrics*, 17: 229-252.