

DESAJUSTE EDUCATIVO Y SALARIOS EN ESPAÑA

M^a Isabel Aguilar Ramos y Dolores García-Crespo

Universidad de Málaga

ABSTRACT

El objetivo de este trabajo es analizar la incidencia del desajuste educativo en el mercado laboral español, así como sus efectos sobre los salarios percibidos por los trabajadores. La disponibilidad actual de una fuente estadística que ofrece información longitudinal (PHOGUE) permite revisar los resultados tradicionales respecto a la rentabilidad monetaria de la educación, obtenidos por MCO a partir de muestras de corte transversal. Para ello, se utilizan técnicas de estimación de datos de panel con objeto de controlar la heterogeneidad no observada de los individuos.

1. INTRODUCCIÓN

Las investigaciones sobre el mercado laboral muestran que una determinada proporción de la población ocupada presenta un desajuste entre los estudios poseídos y los requeridos por los empleos, bien por exceso (sobreeducación) o por defecto (infraeducación). Aunque este tema ya despertó el interés de los investigadores estadounidenses en los años setenta, los análisis se extienden más recientemente a los países europeos, y de forma especial, al Reino Unido, Holanda, España o Portugal¹.

Muchos de estos estudios se han centrado en el efecto del desajuste educativo en los salarios percibidos por los trabajadores y han puesto de manifiesto que, en general, la rentabilidad de los años de sobreeducación es positiva aunque menor a la de los años de educación requerida por los empleos, mientras que la rentabilidad de los años de infraeducación suele ser negativa (Hartog, 2000)². Sin embargo, como señala Bauer (2002), la principal limitación de estos trabajos estriba en que se han realizado a partir de técnicas econométricas de corte transversal, de manera que los resultados obtenidos podrían estar sesgados debido a la existencia de heterogeneidad inobservada en los individuos.

En este contexto, el presente trabajo se plantea como objetivo el análisis de la incidencia del desajuste educativo en el mercado laboral español y de sus efectos sobre los ingresos salariales de los trabajadores, a partir de la explotación de una encuesta de carácter longitudinal como es el Panel de Hogares de la Unión Europea. La disponibilidad de esta fuente estadística permitirá aplicar técnicas de estimación para datos de panel, con el fin de comprobar si se mantienen los resultados tradicionales respecto a la rentabilidad monetaria de la educación.

Para cubrir estos objetivos se sigue la siguiente estructura. En el segundo apartado se realiza una breve descripción de los datos y variables utilizados, prestando una atención especial a la medida propuesta para valorar el desajuste educativo y a la distribución de los ingresos. En el siguiente apartado se discute la metodología econométrica utilizada para analizar el efecto del desajuste educativo sobre los ingresos de los trabajadores. A continuación, en el cuarto epígrafe se presentan los resultados obtenidos y, por último, en el quinto se resumen las principales conclusiones extraídas.

¹ En las revisiones de la literatura llevadas a cabo por Groot y Maassen van den Brink (2000), Hartog (2000) o Aguilar (2002) pueden encontrarse detalles sobre estos trabajos.

² En España existen aún pocas investigaciones sobre este tema debido a la falta de información adecuada (véanse Alba, 1993; Beneito et al., 1996 y Alba y Blázquez, 2002).

2. DATOS Y VARIABLES

La fuente de datos utilizada es el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), una encuesta longitudinal de periodicidad anual que se realiza de forma estandarizada en la Unión Europea y ofrece información sobre un amplio espectro de características de la población (demografía, oferta de trabajo, renta, salud, educación, etc.)³. En nuestro país, el Instituto Nacional de Estadística recoge esta información desde 1994 a partir de una muestra representativa de la población española, compuesta aproximadamente por 17.000 individuos y 6.500 hogares.

En este trabajo se va a considerar la información correspondiente al periodo 1995-1998⁴. Siguiendo el criterio utilizado habitualmente en la literatura, en cada uno de estos años se ha seleccionado una muestra de trabajadores asalariados con edades comprendidas entre los 16 y los 60 años, excluyendo a los ocupados en agricultura, así como a los que aún continúan estudiando. Tras eliminar aquellas observaciones cuya información para algunas variables relevantes no se encuentra disponible, la muestra final con la que se han llevado a cabo las estimaciones se eleva a 14.426 observaciones, correspondientes a 5.934 individuos.

Dado que las variables más interesantes de cara a cubrir los objetivos planteados son aquellas que permiten comparar el nivel educativo de los trabajadores con la ocupación que desempeñan, así como las que recogen los ingresos salariales percibidos, a continuación se presenta una breve descripción de las mismas.

2.1. Medidas del desajuste educativo

No existe un método universalmente aceptado para medir el desajuste educativo de los trabajadores, ya que cada una de las medidas propuestas en la literatura tiene ventajas e inconvenientes. En cualquier caso, las principales medidas utilizadas pueden clasificarse en tres grandes grupos: objetivas, subjetivas y estadísticas.

En primer lugar, las medidas objetivas parten de la evaluación de los puestos de trabajo por el propio investigador, por algún organismo oficial o por expertos, y de la clasificación de los mismos en función del nivel educativo que se considera necesario para su realización. Este nivel se compara con la formación de los individuos para ver si es o no la adecuada⁵. La objetividad de este análisis sistemático de los empleos podría convertir a este método en uno de los más atractivos para medir el desajuste educativo. Sin embargo, resulta difícil de aplicar

³ Véase Perachi (2002) para una descripción completa del Panel de Hogares de la Unión Europea.

⁴ No se incluye la primera ola de la encuesta porque en ella no aparecen algunas variables relevantes, como el tipo de contrato, y porque en algunos casos la codificación difiere de la de los ciclos posteriores.

⁵ El *U. S. Dictionary of Occupational Titles*, que proporciona información sobre la educación requerida por un amplio conjunto de ocupaciones, constituye un claro referente, ya que se ha utilizado en la mayoría de los trabajos realizados en Estados Unidos para medir el desajuste educativo.

porque la tarea de clasificación de los puestos es bastante compleja y precisa gran cantidad de información. Además, la evaluación externa está sujeta a cierto margen de error, al basarse en clasificaciones necesariamente amplias que no siempre pueden recoger rasgos específicos de los empleos ni los cambios en los niveles educativos requeridos derivados del avance tecnológico.

Por su parte, las medidas subjetivas se basan en la información suministrada por los propios trabajadores. Una primera posibilidad sería preguntarles directamente si consideran que la educación que poseen es la adecuada para desempeñar su trabajo o si, por el contrario, creen que están sobreeducados o infraeducados. Una segunda opción, que podríamos llamar indirecta, consistiría en comparar el nivel educativo del trabajador con el que éste declara óptimo o necesario para realizar su trabajo correctamente. Si se tiene en cuenta que una determinada ocupación puede presentar importantes diferencias según la región, la empresa o el tipo de industria en la que se lleva a cabo, podría pensarse que las definiciones subjetivas resultan más adecuadas que las objetivas, ya que el trabajador conocerá mejor su puesto que cualquier investigador u organismo oficial y podrá evaluarlo con más precisión. Además, estos métodos resultan menos costosos porque requieren menos información. Sin embargo, la validez de los indicadores subjetivos también se ha cuestionado a menudo, no sólo por la carga sentimental que encierran, sino porque exigen a los trabajadores algo que no es fácil, evaluar la formación necesaria para desempeñar una función.

Por último, las medidas estadísticas calculan la educación requerida con base al nivel educativo promedio de las ocupaciones. Verdugo y Verdugo (1989) proponen considerar sobrecualificados a los trabajadores cuyos años de educación formal superan en una desviación típica a los años medios de su ocupación, e infracualificados a aquéllos que se sitúan por debajo de una desviación típica de la media. Aunque este método resulta atractivo porque necesita muy poca información, también ha sido criticado. En primer lugar, porque se acepta implícitamente que los años adecuados de educación se sitúan en torno a la media, cuando pueden existir ocupaciones en las que predomine la sobreeducación o la infraeducación. En segundo lugar, porque la elección de una desviación estándar como punto de corte parece arbitraria. Y en tercer lugar, porque la clasificación en ocupaciones de dos o tres dígitos puede ser demasiado burda. En la práctica, esta medida suele arrojar menores desajustes que las definiciones objetivas o subjetivas. Además, suelen encontrarse porcentajes similares de trabajadores infra y sobrecualificados (en muchos casos, cercanos al 16%) por lo que algunos autores han argumentado que estos resultados indican simplemente que los años de educación de los trabajadores en una ocupación determinada siguen una distribución normal⁶.

⁶ Alternativamente, Kiker *et al.* (1997) sugieren tomar como referencia la moda en lugar de la media. De esta forma, los trabajadores cuyo nivel educativo coincide con el valor modal para su ocupación se consideran adecuadamente educados, los que se superan ese valor, sobreeducados y los que se encuentran por debajo, infraeducados.

En este trabajo se va a proponer una medida subjetiva del desajuste educativo, elaborada a partir de dos preguntas incluidas en el apartado de empleo del cuestionario del PHOGUE⁷. En primer lugar, se formula a los trabajadores la siguiente pregunta (PE016): “¿considera que sus conocimientos o sus condiciones personales le permitirían realizar un trabajo más cualificado?”. Esta información se complementa con la siguiente cuestión (PE021): “sus estudios o su formación, ¿le han proporcionado los conocimientos necesarios para desempeñar su trabajo actual?”.

Como muestra la tabla 1, la primera pregunta permite diferenciar dos categorías de trabajadores: los sobreeducados (aquéllos que contestan que sí podrían realizar un trabajo más cualificado) y los no sobreeducados (los que contestan que no). A continuación, en base a la pregunta PE021 pueden diferenciarse distintos grupos dentro de estas categorías. En primer lugar, se distingue entre aquellos trabajadores sobreeducados cuyos estudios les han proporcionado los conocimientos necesarios para desempeñar su trabajo (sobreeducados tipo 1) y los que no han recibido estos conocimientos gracias a los estudios o la formación (sobreeducados tipo 2). De forma paralela, dentro del colectivo no sobreeducado, si el trabajador indica que sus estudios le han proporcionado los conocimientos necesarios para desarrollar su trabajo se considera adecuadamente educado y en caso contrario, infraeducado.

Tabla 1. Medida del desajuste educativo a partir del PHOGUE

		PE021		
		Sí	No	
PE016	Sí	Sobreeducados tipo 1	Sobreeducados tipo 2	Sobreeducados
	No	Adecuados	Infraeducados	No sobreeducados

La tabla 2 recoge la composición de la población ocupada española al aplicar esta medida de desajuste educativo a cada una de las olas del panel utilizadas (1995-1998). Estas cifras reflejan, en primer lugar, una elevada incidencia del desajuste educativo (sobre todo de la sobreeducación) en el mercado de trabajo. Así, la mayoría de los asalariados declara que podría realizar un trabajo más cualificado, de manera que el porcentaje de sobreeducados supera el 50% en todos los casos. En segundo lugar, se aprecia que, ante el continuo incremento de los niveles educativos de la población activa en las últimas décadas, se produce un descenso de la proporción de trabajadores infraeducados a lo largo del periodo considerado, junto con un incremento del porcentaje de sobreeducados -en especial de tipo 1-. En tercer lugar, se detectan

⁷ La información del PHOGUE resulta limitada para plantear medidas estadísticas u objetivas, ya que las ocupaciones de los trabajadores se presentan de acuerdo con la clasificación internacional ISCO88 a un nivel de dos dígitos, agrupándose además algunos epígrafes de la misma.

importantes diferencias por género, siendo la sobreeducación (al menos, la de tipo 1) más frecuente entre las mujeres y la infraeducación, entre los varones, en línea con los resultados obtenidos en García Serrano y Malo (1997).

Tabla 2. Desajuste educativo de los ocupados según sexo (%)

	1995			1996			1997			1998		
	Total	Varones	Mujeres	Total	Varones	Mujeres	Total	Varones	Mujeres	Total	Varones	Mujeres
Sobreed. tipo 1	31,91	29,58	36,45	34,23	31,45	39,55	35,37	34,19	37,58	35,55	33,35	39,42
Sobreed. tipo 2	21,72	22,76	19,69	22,16	22,16	22,17	24,11	24,47	23,45	23,25	23,62	22,60
Adec. educados	21,77	20,86	23,55	21,64	21,07	22,73	21,84	20,54	24,26	21,50	20,47	23,32
Infraeducados	24,60	26,80	20,31	21,97	25,32	15,55	18,68	20,80	14,71	19,70	22,57	14,66
Nº individuos	3.817	2.522	1.295	3.655	2.401	1.254	3.517	2.293	1.224	3.437	2.189	1.248

Fuente: elaboración propia a partir del PHOGUE (1995-1998).

Con objeto de comparar estos resultados con los obtenidos en otras investigaciones referidas a la población española, en la tabla 3 se recogen algunos de los trabajos más destacados. Lógicamente, la comparación ha de realizarse con la debida cautela, no sólo porque estos estudios utilizan distintos procedimientos para medir el desajuste educativo, sino porque además se han realizado en diversos momentos temporales, con información procedente de distintas encuestas.

Tabla 3. Incidencia del desajuste educativo en el mercado de trabajo español según diversos estudios

Autor	Encuesta y año	Medida del desajuste	Porcentaje de trabajadores		
			Sobreeducados	Adecuados	Infraeducados
Alba (1993)	ECVT (1985)	Subjetiva (indirecta)	17,1	59,7	23,1
Alba y Blázquez (2002)	PHOGUE (1995)	Subjetiva (directa)	53,8	24,0	22,2
Beneito <i>et al.</i> (1996)	ECBC (1991)	Subjetiva (directa)	27,9	61,3	10,9
		Subjetiva (indirecta)	25,6	58,0	16,5
		Estadística	15,2	69,4	15,3
García Montalvo (1995)	EPA (1985)	Objetiva	3,7	65,9	30,4
	EPA (1987)	Objetiva	5,1	63,7	31,2
	EPA (1989)	Objetiva	6,3	62,6	31,1
	EPA (1991)	Objetiva	6,6	62,9	30,5
	EPA (1993)	Objetiva	7,7	64,7	27,6
García Serrano y Malo (1996, 1997)	ECBC (1991)	Subjetiva (directa)	29,9 (26,0/36,6)*	59,5 (39,5/43,9)*	10,6 (34,5/19,5)*
		Subjetiva (indirecta)	29,6 (27,0/34,1)*	41,7 (61,1/57,7)*	28,7 (11,9/8,2)*

Nota: * (varones/mujeres).

En cualquier caso, puede comprobarse que, si bien las medidas subjetivas arrojan siempre los mayores porcentajes de sobreeducación, las cifras obtenidas en nuestro trabajo superan a las estimadas tradicionalmente, con excepción de las que aparecen en Alba y Blázquez (2002), tal y como se podía esperar, dado que también se basan en la información del PHOGUE⁸.

A la hora de valorar esta discrepancia, resulta difícil pensar que el resultado obtenido refleje simplemente un incremento temporal de la sobreeducación. En realidad, debe tenerse en cuenta que la medida de sobreeducación construida a partir de la información del Panel resulta más amplia que la considerada en otros trabajos. Así, de acuerdo con la pregunta PE016 presentada anteriormente, cuando un individuo evalúa si podría realizar un trabajo más cualificado no sólo debe tener en cuenta sus conocimientos sino también sus propias “condiciones personales”. Sin embargo, las medidas subjetivas recogidas en Alba (1993), Beneito *et al.* (1996) o García Serrano y Malo (1996, 1997) se obtienen a partir de preguntas referidas sólo a los estudios de los trabajadores y no a otras características personales de los mismos⁹.

No obstante, a partir de la cuestión PE021 se ha depurado esta clasificación, distinguiéndose dos tipos de sobreeducados. Así, los que indican que sus estudios o su formación les han proporcionado los conocimientos necesarios para desempeñar su trabajo (tipo 1) pueden ser considerados sobreeducados en un sentido más estricto, en línea con el concepto utilizado normalmente en la literatura. Sin embargo, los sobreeducados tipo 2 constituyen un grupo heterogéneo de ocupados, ya que parece que su desajuste no se deriva de la formación recibida sino más bien de otras condiciones personales, tal y como indica el hecho de que el 60% de estos trabajadores tengan estudios primarios o inferiores y sólo el 9% estudios universitarios. De esta forma, este grupo podría calificarse como “aparentemente sobreeducado” y debería analizarse con suma cautela¹⁰.

2.2. Salarios

En la tabla 4 se presentan las principales características de las distribuciones de salarios para los distintos grupos de trabajadores de acuerdo con el grado de desajuste que presentan.

⁸ Aunque estos autores utilizan el PHOGUE como fuente estadística, consideran una pregunta adicional del cuestionario (PE022) para realizar la clasificación de los individuos según desajuste educativo.

⁹ En concreto, la ECVT incluye la siguiente cuestión: “¿qué clase de preparación necesita una persona para tener el trabajo que usted desempeña?”, mientras que en la ECBC aparecen dos preguntas que permiten construir dos medidas alternativas del desajuste educativo: “¿diría usted que sus estudios son más que suficientes, suficientes o insuficientes para su trabajo actual?” y “¿qué nivel de estudios cree usted que es, actualmente, el más adecuado para realizar el trabajo que usted desempeña?”. En esta última encuesta también se formula una pregunta más general que recoge el desajuste en la preparación y no sólo el referido al nivel de estudios: “con la experiencia que tiene ahora ¿diría usted que su preparación es más que suficiente, suficiente o insuficiente?”. García Serrano y Malo (1996) indican que con esta pregunta obtienen resultados similares a los recogidos en la tabla 3, aunque no los presentan.

¹⁰ La heterogeneidad del colectivo de sobreeducados ya ha sido puesta de manifiesto para el mercado de trabajo inglés por Chevalier (2000).

Tabla 4. Descripción estadística del logaritmo del salario bruto hora* según desajuste educativo de los ocupados (Media 1995-1998)

	Media	1 ^{er} Cuartil	2 ^o Cuartil	Coef. Vari.	Asimetría	Curtosis
Sobreeducados tipo 1	1,84	1,45	1,81	30,54	0,01	3,09
Sobreeducados tipo 2	1,49	1,21	1,48	31,81	-0,04	4,25
Adecuadamente educados	1,90	1,52	1,87	28,15	0,07	2,88
Infraeducados	1,53	1,25	1,52	29,93	0,11	3,92
Total muestra	1,71	1,35	1,66	31,88	0,15	3,31

Fuente: elaboración propia a partir del PHOGUE (1995-1998).

* Nota: euros constantes de 1995.

Aunque a partir de estas cifras no se puede obtener ninguna conclusión respecto al rendimiento educativo en estos colectivos, nos pueden ofrecer una primera visión de las similitudes o diferencias entre los ingresos de los distintos tipos de trabajadores. Así, se observa que los trabajadores sin desajuste educativo perciben los salarios más elevados de la muestra, seguidos de los sobreeducados tipo 1, mientras que los infraeducados y los sobreeducados tipo 2 reciben salarios significativamente más reducidos. Además, estos dos últimos colectivos presentan densidades salariales bastante similares entre sí -con valores medios y otras medidas de posición muy cercanas, junto con los mayores niveles de apuntamiento o curtosis-, lo cual está en la línea de lo expuesto en el epígrafe anterior respecto a la particularidad del colectivo aparentemente sobreeducado.

Para finalizar este apartado, en el Apéndice se ofrece la descripción estadística de las principales variables incluidas posteriormente en las estimaciones, para cada uno de los colectivos considerados según desajuste educativo.

3. DESAJUSTE EDUCATIVO Y SALARIOS: UN ANÁLISIS ECONOMÉTRICO

Para analizar la relación entre educación e ingresos consideramos las tres ecuaciones salariales siguientes:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 E_{it} + \beta_2 Exp_{it} + \beta_3 Exp_{it}^2 + u_{it} \quad (1)$$

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 E_{it} + \gamma_1 Sobre1_{it} + \gamma_2 Sobre2_{it} + \gamma_3 Infra_{it} + \beta_2 Exp_{it} + \beta_3 Exp_{it}^2 + u_{it} \quad (2)$$

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 E_{it} + \gamma_1 Sobre1_{it} + \gamma_2 Sobre2_{it} + \gamma_3 Infra_{it} + \beta_2 Exp_{it} + \beta_3 Exp_{it}^2 + \beta_4 X_{it} + u_{it} \quad (3)$$

donde $\ln Y_{it}$ se refiere al logaritmo del salario hora bruto del individuo $i=1,\dots,n$ en el periodo $t=1995,\dots,1998$; E_{it} representa los años de educación¹¹, EXP_{it} denota la experiencia en el mercado de trabajo; *Sobre1*, *Sobre2* e *Infra* son tres variables ficticias que toman el valor 1 si el individuo está sobreeducado tipo 1, tipo 2 o infraeducado, respectivamente; X_{it} es un vector que contiene otras características explicativas de los salarios individuales (tanto personales, como del puesto de trabajo, de la historia laboral o del entorno económico) y u_{it} es un término de error.

En la ecuación (1), la más parsimoniosa de todas, el coeficiente β_1 mide el rendimiento de la educación en un sentido amplio, ya que toda la influencia indirecta de la educación sobre los salarios, como la elección de ocupación o el sector, se le atribuye directamente a ésta (Fersterer y Winter-Ebmer, 2003). La ecuación (2) permite analizar los efectos del desajuste educativo en los salarios (Verdugo y Verdugo, 1989). Para ello, los trabajadores con desajuste educativo son comparados con aquéllos que poseen el mismo nivel de estudios y la misma experiencia, pero que ocupan puestos que se corresponden con su formación, es decir, se encuentran adecuadamente educados. En esta especificación, si la productividad y los salarios se determinan en función del nivel educativo del trabajador, como postula la teoría del capital humano, entonces $\gamma_1=\gamma_2=\gamma_3=0$. Sin embargo, si de acuerdo con la teoría de la competencia por los puestos de trabajo (Thurrow, 1975), los salarios dependen del nivel educativo requerido por los empleos, los años de sobreeducación serían improductivos y no deberían obtener ninguna recompensa salarial. Bajo este enfoque, un trabajador sobreeducado ganaría menos que otro similar que ocupase un puesto acorde con su formación, de manera que $\gamma_1<0$ y $\gamma_2<0$. Paralelamente, un trabajador infraeducado obtendría mayores ingresos que un trabajador con el mismo nivel educativo y un puesto adecuado, siendo $\gamma_3>0$ ¹². Finalmente, la ecuación (3) amplía la anterior para tener en cuenta otras características del trabajador que pueden explicar los salarios percibidos.

La mayoría de las investigaciones que han analizado el efecto del desajuste educativo de los ocupados sobre los ingresos salariales percibidos han estimado alguna de las ecuaciones anteriores con datos de corte transversal. Como excepción a este enfoque, cabe destacar el artículo de Bauer (2002), en el que se utilizan técnicas de panel de datos y se pone de manifiesto que los resultados obtenidos al estimar las funciones de ingresos por MCO con una muestra para un único periodo temporal pueden estar sesgados si existe heterogeneidad individual inobservada.

¹¹ Para obtener la variable de educación en forma continua, se ha asignado al máximo nivel educativo de los individuos un número teórico de años de estudios. En concreto, 5 años a los estudios inferiores a EGB, 8 a EGB, 9 a FP1, 11 a FP2, 12 a BUP y 15 y 17 a las Diplomaturas y Licenciaturas, respectivamente.

¹² Una especificación alternativa para analizar el efecto del desajuste educativo en los salarios (Duncan y Hoffman, 1982) consiste en descomponer los años de escolarización (E_{it}), en años requeridos (E^r_{it}), de sobreeducación (E^s_{it}) y de infraeducación (E^i_{it}), definiéndose la siguiente función de salarios: $\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 E^r_{it} + \beta_2 E^s_{it} + \beta_3 E^i_{it} + \beta_4 X_{it} + u_{it}$

Como es conocido, la generalización de los modelos anteriores para tener en cuenta explícitamente la naturaleza de panel de los datos da lugar a los modelos de efectos fijos y de efectos aleatorios, según la hipótesis de aleatoriedad adoptada respecto a la naturaleza de los efectos individuales no observados (Greene, 1998). El estimador de efectos fijos es más robusto que el de efectos aleatorios, en el sentido de que las estimaciones son consistentes incluso si los efectos individuales están correlacionados con las variables explicativas incluidas en la ecuación. Sin embargo, resulta extremadamente ineficiente si hay variables que cambian poco en el tiempo, e incluso llega a impedir la identificación de los coeficientes de las variables explicativas que son invariantes dentro del periodo analizado (Mundlak, 1978; Hausman y Taylor, 1981). En nuestro caso, dado que una de las variables de mayor interés de la ecuación de ingresos es la educación, que se mantiene constante para todos los individuos en las distintas olas, se va a considerar un modelo de efectos aleatorios.

4. RESULTADOS

La tabla 5 presenta los resultados obtenidos al estimar las ecuaciones (1), (2) y (3), descritas en el apartado anterior, para las muestras de varones y mujeres.

Las tres primeras columnas recogen las estimaciones mínimo-cuadráticas, cuyos principales resultados se discuten a continuación. De acuerdo con la columna (1), el rendimiento medio de la educación en el periodo 1995-1998 se sitúa en el 7,4% para los varones y en el 8,7% para mujeres, resultado consistente con los obtenidos para el mercado de trabajo español en otros estudios referidos aproximadamente al mismo periodo temporal (Caparrós *et al.*, 2001; Barceinas-Paredes *et al.*, 2001 y Telhado y Silva, 2002), y ligeramente por debajo de los estimados para el comienzo de la década de los ochenta (Lassibille, 1993), en línea con la tendencia de descenso registrada en otros países (Trostel *et al.*, 2002).

Según los resultados de la columna (2), los trabajadores que presentan desajuste educativo perciben, por término medio, un salario inferior al de aquéllos que poseen un nivel de estudios acorde con las exigencias del puesto que ocupan. El coeficiente negativo obtenido para la sobreeducación está en línea con la literatura previa y apoyaría la predicción de la teoría de la competencia por los puestos de trabajo (Thurrow, 1975). Sin embargo, no resulta habitual encontrar evidencia empírica a favor de que los trabajadores infraeducados obtengan también una penalización salarial frente a los adecuadamente educados con igual nivel educativo. Así, Alba (1993), al estimar una ecuación comparable a la nuestra con datos procedentes de la ECVT (1985), comprueba que los sobreeducados perciben un 17% menos que los adecuadamente

Tabla 5. Distintas especificaciones de la función de salarios (1995-1998)

Varones	MCO			Efectos aleatorios		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Educación (años)	0,074 (0,001)	0,071 (0,001)	0,028 (0,001)	0,072 (0,001)	0,071 (0,001)	0,038 (0,001)
Experiencia (años)	0,042 (0,001)	0,041 (0,001)	0,015 (0,001)	0,041 (0,001)	0,041 (0,001)	0,020 (0,001)
Espe ² /100 (años ²)	-0,052 (0,002)	-0,051 (0,002)	-0,020 (0,002)	-0,050 (0,003)	-0,050 (0,003)	-0,027 (0,003)
Sobreeducado tipo 1		-0,051 (0,011)	-0,027 (0,009)		-0,016 (0,008)	-0,012 (0,008)
Sobreeducado tipo 2		-0,157 (0,012)	-0,067 (0,010)		-0,051 (0,009)	-0,042 (0,009)
Infraeducado		-0,089 (0,012)	-0,036 (0,010)		-0,025 (0,008)	-0,020 (0,008)
Antigüedad [1-2 años)			0,038 (0,012)			0,039 (0,010)
Antigüedad [2-3 años)			0,051 (0,016)			0,056 (0,012)
Antigüedad [3-5 años)			0,082 (0,015)			0,089 (0,013)
Antigüedad [5-10 años)			0,070 (0,014)			0,094 (0,014)
Antigüedad + 10 años			0,168 (0,015)			0,165 (0,015)
Formación en la empresa			0,067 (0,012)			0,048 (0,009)
Nº observaciones	9.405					
Mujeres	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Educación (años)	0,087 (0,001)	0,081 (0,001)	0,028 (0,001)	0,085 (0,002)	0,085 (0,002)	0,042 (0,002)
Experiencia (años)	0,047 (0,001)	0,044 (0,001)	0,016 (0,001)	0,045 (0,002)	0,044 (0,002)	0,022 (0,002)
Espe ² /100 (años ²)	-0,075 (0,002)	-0,071 (0,002)	-0,030 (0,003)	-0,070 (0,005)	-0,070 (0,005)	-0,039 (0,005)
Sobreeducado tipo 1		-0,120 (0,015)	-0,051 (0,012)		-0,036 (0,011)	-0,024 (0,010)
Sobreeducado tipo 2		-0,263 (0,017)	-0,098 (0,015)		-0,071 (0,013)	-0,045 (0,013)
Infraeducado		-0,170 (0,019)	-0,058 (0,016)		-0,019 (0,013)	-0,009 (0,013)
Antigüedad [1-2 años)			0,039 (0,017)			0,040 (0,013)
Antigüedad [2-3 años)			0,089 (0,021)			0,092 (0,016)
Antigüedad [3-5 años)			0,098 (0,019)			0,100 (0,017)
Antigüedad [5-10 años)			0,131 (0,017)			0,130 (0,018)
Antigüedad + 10 años			0,186 (0,020)			0,189 (0,021)
Formación en la empresa			0,012 (0,015)			0,006 (0,011)
Nº observaciones	5.021					

Nota: Error estándar entre paréntesis. En la estimación se incluye además una constante junto con otras variables referidas a características personales (pareja y estado de salud), del puesto ocupado (tipo de contrato, jornada laboral, sector de actividad, ocupación, tipo y tamaño de empresa), de la historia laboral del trabajador (periodos de paro en los últimos 5 años, movilidad geográfica) y del entorno económico (región de residencia). Para todas las especificaciones, los valores del estadístico del test de Breusch Pagan-LM permiten rechazar la hipótesis de ausencia de efectos aleatorios.

educados y los infraeducados un 12,5% más respecto al mismo grupo¹³. Sin embargo, Alba y Blázquez (2002), obtienen resultados similares a los nuestros, con la misma fuente de datos y una muestra de corte transversal correspondiente al año 1995.

Puede comprobarse además que dentro del grupo de sobreeducados se detectan importantes diferencias, siendo los de tipo 2 los que sufren una mayor penalización salarial, lo cual vuelve a poner de manifiesto la variabilidad existente dentro de este colectivo y el interés de haber diferenciado dos tipos de trabajadores sobreeducados. Por otra parte, se observa que la reducción salarial por desajuste educativo es superior en el caso de las mujeres.

La columna (3) muestra que al controlar por la heterogeneidad observada en la muestra, incluyendo regresores adicionales, el rendimiento de la educación disminuye de forma importante, en línea con los resultados obtenidos en ecuaciones comparables (Alba, 1993; Trostel *et al.*, 2002). Además, las diferencias salariales entre los colectivos con y sin desajuste educativo, se reducen prácticamente a la mitad. Así, si de acuerdo con la columna (2) entre los varones la penalización salarial era del 5,1%, 15,7% y 8,9% para los sobreeducados tipo 1, tipo 2 e infraeducados, respectivamente, al incluir otros factores explicativos de los ingresos (3), estas cifras pasan a ser 2,7%, 6,7% y 3,6% para cada uno de estos colectivos. Como puede observarse, estas reducciones son aún más importantes en el caso de las mujeres.

En las columnas (4), (5) y (6) de la tabla 5 se incluyen los resultados obtenidos al estimar los tres modelos especificados teniendo en cuenta la naturaleza longitudinal de los datos mediante el estimador de efectos aleatorios. El hecho más destacable a subrayar es que la magnitud de los coeficientes obtenidos para las variables ficticias que recogen el desajuste educativo se reducen sensiblemente frente a la estimación por MCO, en cualquiera de las especificaciones observadas y para ambos sexos, si bien de nuevo en el colectivo femenino esta reducción es más marcada. Así, tomando como referencia la especificación más amplia de la ecuación de ingresos, en la columna (6) puede observarse que en el caso de los varones el coeficiente correspondiente a los sobreeducados tipo 1 ha dejado de ser significativo y sólo se produce una penalización salarial entre los sobreeducados tipo 2 y los infraeducados, quienes perciben un 4,2% y un 2% menos, respectivamente, que un trabajador con las mismas características que ocupe un puesto acorde con su formación. Entre las mujeres, sin embargo, son las sobreeducadas las penalizadas, con diferencias salariales del 2,4% (tipo 1) o del 4,2 % (tipo 2).

¹³ Por su parte, Beneito *et al.* (1996) con una muestra de la ECBC (1991) y un modelo de regresión switching endógeno para diferenciar los regímenes salariales de los trabajadores que han participado alguna vez en los cursos de formación específica de los que no lo han hecho, estiman la formulación propuesta por Duncan y Hoffman (1982), por lo que sus resultados no son comparables a los nuestros. En cualquier caso, confirman los hechos estilizados obtenidos en la literatura empírica en este tipo de especificación, es decir, rendimiento marginal positivo para los años de sobreeducación pero menor que el de los años requeridos, y negativo para la infraeducación.

De forma global, estos resultados son consistentes con los obtenidos por Bauer (2002) para el mercado de trabajo alemán, y confirman la necesidad de tener en cuenta la heterogeneidad individual inobservada al estimar la influencia del desajuste educativo sobre los salarios, con objeto de evitar resultados sesgados.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se exploran las posibilidades que ofrece el PHOGUE para analizar los efectos salariales del desajuste educativo en el mercado de trabajo español. Para ello se propone una medida subjetiva del desajuste educativo y se estiman distintas especificaciones de la función de ingresos formulada por Verdugo y Verdugo (1989) para el periodo 1995-1998.

El análisis realizado ha puesto de manifiesto que la medida subjetiva de desajuste educativo construida con la información del PHOGUE no es directamente comparable con las derivadas de otras encuestas como la ECVT (1985) o la ECBC (1991), a partir de las cuales se ha estudiado tradicionalmente el desajuste educativo de los trabajadores españoles y sus efectos sobre los salarios. Así, aunque el PHOGUE permite distinguir dos tipos de trabajadores sobreeducados (que declaran que podrían realizar un trabajo más cualificado) sólo uno de ellos se corresponde estrictamente con el concepto de exceso educativo utilizado en la literatura. Sin embargo, el segundo grupo debe considerarse “aparentemente sobreeducado” ya que parece que su desajuste no se deriva de la formación recibida sino de otras características personales, de manera que los resultados relativos a este grupo deben ser interpretados con cautela.

Las estimaciones por MCO de la ecuación de ingresos, obtenidas considerando conjuntamente los cuatro años analizados, indican que los individuos con desajuste educativo sufren una penalización salarial en relación con aquéllos que poseen un nivel educativo acorde con el puesto que ocupan. No obstante, la cuantía de esta penalización se reduce de forma sensible si se incluyen en la ecuación regresores adicionales para tener en cuenta explícitamente la heterogeneidad observada de los individuos. Si además se controlan los efectos individuales inobservados mediante el estimador con efectos aleatorios, los coeficientes de las variables de desajuste educativo son aún más bajos, e incluso dejan de ser significativos en algunos casos. Estos resultados son consistentes con los obtenidos por Bauer (2002) para el mercado de trabajo alemán e indican que es importante tener en cuenta la heterogeneidad inobservada al analizar los efectos salariales del desajuste educativo. Por ello, consideramos como una posible extensión de este trabajo la ampliación del análisis a otros países europeos con el fin de confirmar los resultados obtenidos para España, dada la disponibilidad actual de fuentes estadísticas comparables.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUILAR, M.I. (2002): *La inserción laboral de los jóvenes. Un enfoque microeconómico*. Tesis Doctoral. Universidad de Málaga.
- ALBA, A. (1993): "Mismatch in the Spanish labor market. Overeducation?". *Journal of Human Resources*, Vol. 28, nº 2, pp. 259-278.
- ALBA, A. y BLÁZQUEZ, M. (2002): "Types of job match and overeducation in Spain: employment transitions, job duration and labor mobility". *Conference Overeducation in Europe: what do we know?*, Max Planck Institute for Human Development, Berlin, Nov. 2002.
- BENEITO, P.; FERRI, J.; MOLTO, M.L. y URIEL, E. (1996): "Desajuste educativo y formación laboral especializada: efectos sobre los rendimientos salariales". *Documento de trabajo WP-EC 9611*, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- BARCEINAS-PAREDES, F.; OLIVER-ALONSO, J.; RAYMOND-BARA, J.L. y ROIG-SABATÉ, J.L. (2001): *Education and Earnings in Europe*, capítulo 13, eds. Harmon, C., Walker, I. y Westergaard-Nielsen, N. Edward Elgar, USA.
- BAUER, T.K. (2002): "Educational mismatch and wages: a panel analysis". *Economics of Education Review*, 21, pp. 221-229.
- CAPARRÓS, A., GAMERO, C., MARCENARO, O. y NAVARRO, L. (2001): "Un análisis comparativo del rendimiento de la educación en España". *X Jornadas de la Asociación de Economía de la Educación*. Septiembre, Universidad de Murcia.
- CHEVALIER, A. (2000): "Graduate Over-education in the UK". *Documento de Trabajo del Centre for the Economics of Education*. London School of Economics and Political Science.
- DUNCAN, G. y HOFFMAN, S. D. (1981): "The incidence and wage effects of overeducation". *Economics of Education Review*, Vol. 1, nº 1, pp. 75-86.
- FREEMAN, R. (1976): *The Overeducated American*. Academic Press, New York.
- FERSTERER, J. y WINTER-EBMER, R. (2003): "Are Austrian returns to education falling over time?". *Labour Economics*, 10, pp. 73-89.
- GARCÍA MONTALVO, J. (1995): "Empleo y sobrecualificación: el caso español". *Documento de Trabajo 95-20*, FEDEA.
- GARCÍA SERRANO, C. y MALO, M.A. (1996): "Desajuste educativo y movilidad laboral en España". *Revista de Economía Aplicada*, Vol. 4, nº 11, pp. 105-131.
- GARCÍA SERRANO, C. y MALO, M.A. (1997): "¿Es diferente el desajuste educativo de las mujeres?". *Información Comercial Española*, nº 760, pp. 117-128.
- GREENE, W. (1998): *Análisis econométrico*. Prentice-Hall Iberia, Madrid.
- GROOT, W. y MAASSEN VAN DEN BRINK, H. (2000): "Overeducation in the labor market: a meta-analysis". *Economics of Education Review*, Vol. 19, nº 2, pp. 149-158.

- HARTOG, J. (2000): “Over-education and earnings: where are we, where should we go?”. *Economics of Education Review*, vol. 19, nº 2, pp. 131-147.
- HAUSMAN, J. y TAYLOR, W. (1981): “Panel data and unobservable individual effects”. *Econometrica*, 49, pp. 1377-1398.
- KIKER, B. F.; SANTOS, M. C. y MENDES DE OLIVEIRA, M. (1997): “Overeducation and undereducation: evidence for Portugal”. *Economics of Education Review*, vol. 16, nº 2, pp. 111-125.
- LASSIBILLE, G. (1993): “El rendimiento de las inversiones educativas en España”. *Estadística Española*, 35, 134, pp. 645-663.
- MUNDLAK, Y. (1978): “On the pooling of time series and cross sectional data”. *Econometrica*, 46, pp. 69-86.
- PERACCHI, F. (2002): “The European Community Household Panel: a review”. *Empirical Economics*, 27, pp. 63-90.
- TELHADO, P. y SILVA, P. (2002): “Is there a return-risk link in education?”. *Economics Letters*, 75, pp. 31-37.
- THURROW, L.C. (1975): *Generating inequality*. New York. Basic Books.
- TROSTEL, P., WALKER, I. y WOOLLEY, P. (2002): “Estimates of the economic return to schooling for 28 countries”. *Labour Economics*, 9, pp. 1-16.
- VERDUGO, R. y VERDUGO, N. (1989): “The impact of surplus schooling on earnings”. *Journal of Human Resources*, Vol. 24, nº 4, pp. 629-643.

Apéndice. Descripción estadística de las principales variables explicativas según desajuste educativo

	Sobreeducados tipo 1	Sobreeducados tipo 2	Adecuadamente educados	Infraeducados
Edad (años)	37,03 (9,70)	34,14 (10,01)	40,25 (10,11)	38,28 (11,15)
Experiencia (años)	17,42 (10,99)	16,14 (11,46)	21,44 (11,64)	21,77 (12,65)
Educación (años)	11,68 (3,95)	8,98 (3,38)	10,42 (4,15)	7,02 (2,63)
Antigüedad < 1 año	0,17 (0,38)	0,27 (0,44)	0,14 (0,33)	0,21 (0,40)
Antigüedad [1-2 años)	0,10 (0,30)	0,15 (0,35)	0,09 (0,26)	0,12 (0,32)
Antigüedad [2-3 años)	0,05 (0,23)	0,07 (0,25)	0,05 (0,20)	0,06 (0,24)
Antigüedad [3-5 años)	0,07 (0,26)	0,09 (0,29)	0,07 (0,24)	0,08 (0,27)
Antigüedad [5-10 años)	0,18 (0,38)	0,16 (0,36)	0,15 (0,36)	0,14 (0,35)
Antigüedad + 10 años	0,40 (0,49)	0,24 (0,43)	0,52 (0,49)	0,37 (0,48)
Formación en la empresa	0,13 (0,34)	0,07 (0,25)	0,12 (0,32)	0,03 (0,19)
Nº observaciones	4.935	3.286	3.129	3.076

Nota: Desviación estándar entre paréntesis.