



XIV JORNADAS DE ECONOMÍA CRÍTICA

Perspectivas económicas alternativas

Valladolid, 4 y 5 de septiembre de 2014

Diferencias en las rentas del trabajo por género en España. Una aproximación probabilística.

Laura Vitriago Valdivieso y M^a
Covadonga de la Iglesia Villasol

Universidad Complutense de Madrid, e Instituto de
Análisis Industrial y Financiero

Variable	Coficiente	Valores	Variable	Coficiente	Valores
Constante	-5,63584	1	Constante	-5,63584	1
CCAA	0,457244	1 Norte	CCAA	0,457244	1 Norte
Edad	0,0452883	30	Edad	0,0452883	30
Sexo	0,372276	0 Mujer	Sexo	0,372276	1 Hombre
Nacionalidad	0,896786	0 Extranjero	Nacionalidad	0,896786	0 Extranjero
EstadoCivil	-0,339404	1 Soltero	EstadoCivil	-0,339404	1 Soltero
NiveldeEstud	2,01474	1 Estudios superiores	NiveldeEstud	2,01474	1 Estudios superiores
Trabajo	0,125431	1 Cta. Propia	Trabajo	0,125431	1 Cta. Propia
LnP	Ln (p/1-p)	-2,01918	LnP	Ln (p/1-p)	-1,6469
P	exp (p/(1+expP))	0,117204	P	exp (p/(1+expP))	0,161528

Resultados al comparar por nivel de estudio

Variable	Coficiente	Valores	Variable	Coficiente	Valores
Constante	-5,63584	1	Constante	-5,63584	1
CCAA	0,457244	1 Norte	CCAA	0,457244	1 Norte
Edad	0,0452883	30	Edad	0,0452883	30
Sexo	0,372276	0 Mujer	Sexo	0,372276	1 Hombre
Nacionalidad	0,896786	1 Español	Nacionalidad	0,896786	1 Español
EstadoCivil	-0,339404	1 Soltero	EstadoCivil	-0,339404	1 Soltero
NiveldeEstudic	2,01474	0 Estudios bajos	NiveldeEstudic	2,01474	0 Estudios bajos
Trabajo	0,125431	1 Cta. Propia	Trabajo	0,125431	1 Cta. Propia
LnP	Ln (p/1-p)	-3,13713	LnP	Ln (p/1-p)	-2,76486
P	exp (p/(1+expP))	0,041601	P	exp (p/(1+expP))	0,059253

Fuente: elaboración propia

Al modificar la localidad donde reside el individuo, pasando de las Comunidades definidas como norte (con Renta Salarial Anual media por encima del valor de corte) a las del sur (renta inferior a la de corte), disminuye la posibilidad de percibir rentas altas, tanto si es hombre como si es mujer (23,02% frente al 17,08%). Si se analiza el cambio en el estado civil del sujeto, los resultados muestran que el individuo casado o que convive en pareja tiene mayor probabilidad de ganar rentas altas (-39,87% si es varón y -31,37% si es mujer). Además, por cada año adicional de edad, la probabilidad de alcanzar una renta más alta es 33,07% para los varones y solo del 25,40% para las mujeres. Cuando los individuos tienen la misma edad y las mismas características que el perfil base, pero son de nacionalidad extranjera se reduce la probabilidad de obtener rentas altas entre los encuestados (siendo del 16,15% para los varones y el 11,72% en las mujeres). Por último, no tener estudios superiores desploma la probabilidad de obtener rentas altas en ambos sexos, hasta el 5,92% en los varones y el 4,16%, siendo éste el segmento más perjudicado, si bien parece que las mujeres resisten mejor en estas situaciones.

Este método de estimación de la probabilidad no lineal con el que se han obtenido los resultados presentados confirma en síntesis la hipótesis de la ecuación de Mincer ya señalada previamente, según la cual a menor nivel de estudios, menor es la probabilidad de recibir rentas altas, siendo que además esta probabilidad toma el valor mínimo de los estimados sobre el perfil base y para ambos géneros.

Para tratar de evaluar las diferencias entre ambos géneros, a modo de síntesis, la tabla 5 resume los resultados de ejercicio de estática comparativa visto en la tabla 4 y estimado a partir de los cambios en las variables independientes del modelo 1 presentado, así como los diferenciales en las probabilidades

asignadas entre ambos sexos y para cada uno de ellos respecto del perfil básico estimado.

Tabla 5. Resumen de los resultados de probabilidades (%).

Y = Ingresos del Trabajo	Mujer (diferencial sobre perfil base)*	Hombre (diferencial sobre perfil base)*	Diferencial mujer/hombre*
Perfil Base	24,5567	32,0796	-7,52
Nivel de estudios	4,1601 (-20,40)	5,9253 (-26,15)	-1,76
Nacionalidad	11,7204 (-12,84)	16,1528 (-15,93)	-4,43
CCAA	17,0847 (-7,47)	23,0168 (-9,06)	-5,9
Edad	25,4054 (0,85)	33,0742 (0,99)	-7,67
Estado civil	-31,3676 (6,81)	- 39,8741 (7,79)	-8,51
Tipo de Trabajo	22,3077 (-2,25)	29,4101 (-2,67)	-7,10

Fuente: elaboración propia. * Calculados sobre los valores absolutos

Si bien se ha señalado previamente que las mujeres registran una menor probabilidad de recibir rentas altas, sea cual sea el valor que se imponga en las variables individuales, siendo el segmento más perjudicado, si bien parece que las mujeres tienen una mayor capacidad de resistencia, es decir, en valor absoluto los diferenciales respecto de su perfil base son siempre menores comparativamente a los de los varones (valores entre paréntesis).

Así, las variables individuales que registran un mayor diferencial en valor absoluto respecto de su perfil base son, para ambos sexos, el nivel de estudios (reduciendo la probabilidad en 20,40 puntos si es mujer y en 26,15 si es hombre), la nacionalidad (con un diferencial de 12,84 puntos para las mujeres y 15,93 para los hombres), seguido de la zona geográfica de residencia (7,47 puntos para las mujeres y 9,06 para los hombres). Los menores efectos en la reducción de la probabilidad de obtener rentas altas la tiene un cambio en la tipología del trabajo, de ser por cuenta propia a ajena, con una reducción de 2,25 puntos porcentuales en las mujeres y 2,67 en los varones), seguido del cambio en un año de edad, que se sitúa en 0,85 puntos o 0,99 según que el individuo sea mujer u hombre, que es acumulativo anualmente y de forma no lineal.

Por último, remarcando las diferencias en los valores probabilísticos estimados por género, las mayores diferencias por motivo de género se registran en la probabilidad de obtener rentas altas si se observan cambios en el estado civil (diferencial de 8,51 puntos), seguido de la edad (7,67 puntos), el tipo de trabajo o fuente de ingreso (7,10 puntos), mientras que se muestran más próximos en los efectos probabilísticos ambos sexos respecto del efecto de un cambio en el nivel de estudios (con un diferencial de 1,67 puntos).

Un resultado a estudiar de forma separada es el estado civil, que a simple vista parece tener la mayor probabilidad de conseguir rentas altas para ambos sexos, pero debemos recordar que su coeficiente tiene relación negativa con respecto a la renta, por lo que significa que estar casado, representa menos probabilidad de obtener rentas altas, y menor si es mujer que hombre, con porcentajes estimados de 31,367% en las féminas y de 39,874% en los varones, siendo en valor absoluto el mayor diferencial por género,

radicalizando un eje adicional de polarización en las desigualdades de oportunidades laborales de acceder a rentas altas por género.

Por tanto, en el ejercicio econométrico aportado se confirman las diferencias de género en el mercado laboral, sobre la percepción de rentas altas, en la línea de otros trabajos, siendo los ítems más perjudiciales ser mujer con nacionalidad extranjera y no tener estudios superiores, en cuanto a la probabilidad de poder acceder al escalón de rentas altas.

5. Conclusiones y comentarios finales

Desde hace décadas los factores determinantes de las diferencias en las rentas o ingresos del trabajo han sido un tema de interés para muchos economistas, psicólogos y sociólogos, entre otros académicos, quienes han intentado contrastar y explicar las relaciones y probabilidades entre diversas características individuales sujetos. En este trabajo se toma como partida los estudios pioneros de Becker y Mincer, y algunas de las referencias empíricas posteriores imprescindibles, tanto internacionales como nacionales, que amplían y revisan la especificación original de los modelos estimados.

Para el caso particular de España, la revisión de la literatura española de los últimos veinte años, muestra diferencias en la aplicación empírica de las ecuaciones de Mincer, tanto por la definición de las variables básicas de las estimaciones, como de la metodología, la base de datos y el período temporal, si bien se extrae como denominador común que los rendimientos son positivos a la inversión en el capital humano. Esta revisión de información justifica la especificación de las variables que se consideran en el ejercicio econométrico de las relaciones entre los ingresos del trabajo (tanto por cuenta propia como ajena) percibidos y el conjunto de factores o características individuales que determinan la percepción de rentas del trabajo altas, a partir de los datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 2011, utilizando para ello el método de estimación econométrica de probabilidad no lineal.

Tras seleccionar las observaciones, definir la especificación de la ecuación y estudiar el método para calcular la probabilidad de obtener rentas altas (mayores a 2.000 €/mes) en España en 2011, se puede concluir que las personas con más probabilidad de recibir rentas altas son aquellas que se encuadran en el perfil básico: *trabajador por cuenta propia residente en la parte norte de España (comunidades autónomas con una renta salarial por encima de la media), de nacionalidad española, casado y con estudios superiores.*

En estimaciones previas en las que se estima la muestra total sin segmentar por género, se obtiene como resultado detonante del perfil diferenciado que se presenta en el trabajo, que ser mujer, en igualdad del resto de las variables individuales, reduce la probabilidad de obtener rentas altas en un 21,54%, hecho que se confirma tras la segmentación.

Así, la estimación del modelo con la segmentación de la muestra ratifica las diferencias de género en el mercado laboral, siendo los ítems que más menos favorecen la probabilidad de obtener un nivel de rentas altas por encima de

2000 euros, y para ambos sexos, no tener estudios superiores, tener nacionalidad extranjera y residir en comunidades con niveles de renta salarial por debajo del corte medio. Pero estos resultados se refuerzan en contra de las mujeres respecto de sus compañeros varones, para quienes el género femenino es un elemento adicional en la polarización de las desigualdades registradas.

En cuanto a la edad, se apunta la existencia de patrones diferenciados, sobre los que se debería incidir más en profundidad en trabajos posteriores, según que la edad sea inferior o superior al corte de 35 años, tal como se define en la variable dicotómica del modelo 2, en la línea de los resultados de Iriondo y Pérez-Amaral (2013), que reestiman los modelos de Verdugo y Verdugo (1989) y Duncan y Hoffman's (1981) confirmando diferencias en los rendimientos de la educación, mayor en los sujetos de menos de 35 años, siendo que en los de más edad, que apoyan la hipótesis minceriana del capital humano, cuyos efectos se diluyen con el tiempo hacia la hipótesis de la competencia en el trabajo, hecho que refuerza lo apuntado por Green y McIntosh (2007) de que con la edad las diferencias en productividad y competencia aumentan en los individuos con el mismo nivel educativo.

Por concluir, la hipótesis que se plantea al principio de este documento indica la necesidad de continuar estudiando y reflexionando sobre las causas de las relaciones expuestas entre las variables, ya que apuntan a motivos, dentro de las sociedades, que no son racionalmente económicos.

Referencias

Alba-Ramírez, Alfonso y San Segundo, M. Jesús (1995). "The Returns to Education in Spain", *Economics of Education Review*, vol 14, pp. 155-166.

San Segundo, M. Jesús (1997). "Educación e ingresos en el mercado de trabajo español". *ICE*, nº 63, pp105-123.

Arazola, María; De Hevia, José; Risueño, Marta y Sanz, J. Félix. (2003). Returns to education in Spain: some evidence of the endogeneity of schooling, *Education Economics*, vol. 11 (3), pp. 293-304.

Barceinas, Fernando; Oliver, Joseph; Raymond, J. Luis y Roig, J. Luis (2000). "Los rendimientos de la educación y la inserción laboral en España", *Papeles de Economía Española*, no 86, pp. 128-148.

Barceinas, Fernando; Oliver, Joseph; Raymond, J. Luis y Roig, J. Luis (2001). "Spain", en Harmon, C., Walker, I. y Westergaard-Nielsen, N. (eds.); *Education and Earnings in 17 Europe. A Cross Country Analysis of the Returns to Education*, Edward Elgar, Cheltenham, pp. 234-264.

Barceinas, Fernando; Oliver, Joseph; Raymond, J. Luis y Roig, J. Luis (2002). "Rendimientos de la educación y efecto tratamiento. El caso de España", *Moneda y Crédito: Revista de Economía*, vol. 215, pp. 43-68.

Becker, Gary S. (1964): *Human Capital: A theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. National Bureau of Economic Research, New York. Traducción en castellano: *El Capital Humano*. Alianza Universidad, Madrid. 1983.

- Card, David (1999): *The Causal Effect of Education on Earnings*, Handbook of Labor Economics, Nueva York.
- Caparrós, Antonio; Gamero, Carlos, Marcenaro, Oscar D. y Navarro, M^a Luisa (2001). Un análisis comparativo del rendimiento de la educación en España, X Jornadas de la Asociación de Economía de la Educación, Murcia.
- Collett, David (1991). *Modelling Binary Data*. Chapman and Hall / CRC.
- Cohn, Elchanan y Addison, John T. (1998): The economics returns to lifelong learning in OECD countries *Education Economics*, vol. 6, pp. 253-307
- Duncan, Greg J. y Hoffman, Saul D. (1981) "The incidence and wage effects of overeducation". *Economic of Education Review*, vol 1 nº 1, pp75-86
- EUROFOUND (2012) "Young people not in employment, education or training: Characteristics, costs and policy responses in Europe" (NEETs) Luxemburgo. Publications Office of the European Union
<http://www.eurofound.europa.eu/publications/htmlfiles/ef1254.htm> (25/03/2014)
- Freire, M^a Jesús y Teijeiro, Mercedes. (2010): "La inversión en capital humano de los jóvenes gallegos ¿sigue siendo rentable la educación?" *Cuadernos de Economía*. Vol. 33, Núm. 92, mayo-septiembre de 2010, pp. 045-070.
- García, Alejandro, Campos, Juan Antonio, Sánchez, J. Luis y Marchante, Macarena. (2011). "Capital humano y salarios en la hostelería española: Un análisis regional", *Revista de Estudios Regionales* N^o 91, pp. 71-95.
- Griliches, Zvi (1977). "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems", *Econometría*, 45, pp. 1-22.
- Green Francis y McIntosh, Steven (2007) "Is there a genuine under-utilization of skills among the over-qualified?" *Applied Economics*, nº 39 pp 427-439
- Heckman, James J. (1979). "Sample selection bias as a specification error", *Econometría* 47(1). Heckman y Cacurdi, 1980
- Iriondo, Iñaki y Pérez-Amaral, Teodosrio (2013), "The effect of Educational Mismatch on wages using European Panel Data. School of Economics and finance. Working Paper, nº 700, January 2013
- Lassibille, Gerard y Navarro, M^a Lucía (1998). "The Evolution of Returns to Education in Spain 1980-1991", *Education Economics*, vol. 6, pp. 3-9.
- Marcenaro, Oscar D. y Navarro, M^a Luisa (2005). "Nueva evidencia sobre el rendimiento del capital humano en España", *Revista de Economía Aplicada*, Vol XIII, nº 37, pp. 69-88.
- Mincer, Jacob (1974): *Schooling, Experience and Earnings*. National Bureau of Economic Research, New York.
- Psacharopoulos, George (1985): "Returns to education: A further International update and implications". *Journal of human resources*, vol. 20, pp. 583-604.
- Pons, Empar y Gonzalo, M^a Teresa (2002). "Returns to Schooling in Spain: How Reliable are Instrumental Variable Estimates?", *Labour*, vol. 16, pp. 747-770.

Salas, Manuel (2004): "Rendimientos privados de las inversiones en educación superior a partir de las ecuaciones de ingresos". Hacienda Pública Española / *Revista de Economía Pública*, nº 169, 87-117.

Torns, Teresa y Recio, Carolina (2012). "Las desigualdades de género en el mercado de trabajo: entre la continuidad y la Transformación". *Revista de Economía Crítica*. Nº 14, 2º S. pp 179-202.

Verdugo, Richard R. y Verdugo, Naomi T. (1989) "The impact of surplus schooling on earnings: some additional findings" *The Journal of Human Resources*. Vol 24, nº4 pp 629-643

Vila, Luis E. y Mora, J. Ginés (1996). Educación e ingresos de los trabajadores en España: Evolución en los años ochenta, en Grao, J., e Ipiña, A. (eds.): *Economía de la educación. Temas de estudio e investigación*, Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco, Colección Estudios y Documentos, no 22, pp. 233-257.

Vila, Luis E. y Mora, J. Ginés (1998). Changing Returns to Education in Spain Turing the 1980s, *Economic of Education Review*, vol. 17, pp 173-178.

Consulta bases datos

INE (2010, 2011): *Encuesta de Estructura Salariales (EES)*. Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

INE (2010, 2009 y 2008): *Estadística de la Enseñanza Universitaria en España*. Instituto Nacional de Estadística, Madrid.