



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

DIFERENCIAS EN LAS RENTAS DEL TRABAJO POR GÉNERO EN ESPAÑA. UNA APROXIMACIÓN PROBABILÍSTICA.

Laura Vitriago Valdivieso; lvitriag@ucm.es
Universidad Complutense de Madrid

M^a Covadonga de la Iglesia Villasol; civ@ccee.ucm.es
Universidad Complutense de Madrid, e Instituto de Análisis Industrial y Financiero

Resumen

El trabajo que se presenta trata de aportar evidencia econométrica al estudio de los factores que determinan las diferencias de las rentas del trabajo por género, realizado a partir de la información contenida en la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) del 2011 en España, apuntando hacia factores socioculturales y económicos. La extensa literatura económica española, que ha abordado el tema desde diversas perspectivas y metodologías empíricas, muestra el fuerte interés por aportar evidencia al estudio de la Ecuación de Mincer revisada. Así, el trabajo recoge la esencia de dicha ecuación, bajo la hipótesis de que junto con factores racionales, ya tratados en la literatura, como el nivel de educación, la experiencia, el lugar de residencia o la edad, que influyen en la percepción de rentas diferentes por los trabajadores, se observa que hay otros factores que consideramos no racionales e individuales, como el sexo, la nacionalidad o el estado civil, cuyas causas deben ser objeto de mayores reflexiones. Este documento recoge una aportación diferenciadora al realizar el estudio con el método de Probabilidad no Lineal, Logit, en lugar de Mínimo Cuadrados Ordinarios (MCO), así como el uso de los datos de la EPF, que permite realizar un ejercicio analítico interesante de estática comparativa sobre un patrón de comportamiento básico diferenciado según el género, de forma que a menor nivel de estudios menor es la probabilidad de recibir rentas altas, como se deriva de la ecuación de Mincer, y ser extranjero es tanto o más perjudicial que ser mujer en cuanto a la probabilidad de poder recibir rentas altas, observándose diferencias por el estado civil. Como principal conclusión, el modelo asigna una menor probabilidad de obtener rentas altas a las mujeres, evidenciando así la polarización de la discriminación en la brecha de ingresos del trabajo, como se evidencia en la casi totalidad de los estudios del mercado laboral, agravado por diferentes rasgos como la edad, el nivel de estudios o el estado civil.

Keywords: Diferencias rentas del trabajo, diferencias por género, factores irracionales, factores individuales, Mincer, Capital Humano
Clasificación JCL: J01, J24, J31, J61, J71

1. Introducción

Uno de los temas que ha suscitado y sigue suscitando un mayor interés en la literatura económica es la constatación y explicación de los determinantes de las diferencias en las rentas del trabajo y especialmente salariales. Así, esta literatura, tanto teórica como empírica pivota alrededor de la teoría del Capital Humano de Becker (1964), cuya contribución marcó un hito al considerar la educación/formación como una inversión de los agentes racionales para aumentar sus ingresos futuros (y/o su eficiencia productiva), siendo Mincer (1974) quien aporta la especificación y estimación empírica de los fundamentos de Becker. Estos trabajos iniciales han sido seguidos por muchos otros autores que con enfoques diversos, han profundizado en la relación econométrica entre el nivel de estudios, la inversión en educación y las diferencias en la renta, incorporando como factores explicativos de las diferencias observadas tanto los económicos o culturales, sino también los de carácter social, para aproximar comportamientos, racionales o no, que pueden contribuir a explicar tales diferencias.

Parece evidente que la renta que un individuo puede llegar a percibir en el ejercicio profesional depende de una decisión racional donde decide invertir tiempo y dinero en una mejor formación, para así obtener una tasa de retorno en forma de mayores rentas futuras del trabajo. Muchas veces se ha puesto de manifiesto que la educación aumenta la productividad de los trabajadores, sin que este hecho contradiga que entre los trabajadores por cuenta ajena con la misma cualificación y años de experiencia puedan observarse diferencias en las rentas del trabajo. Algunas de estos elementos, que determinan una desigualdad polarizada en las diferencias en los niveles de ingresos del trabajo, que lejos de reducirse se agrava con el proceso de crisis actual, son el sexo, justificadas en algunas ocasiones por las responsabilidades familiares (hijos y familiares dependientes) que asumen las mujeres y que les restarían productividad frente a los hombres, hecho éste que no se ha contrastado de forma irrefutable. Pero en el estudio sobre las diferencias en las rentas del trabajo, salariales o no, sus determinantes y las causas de las mismas, se observan además otros ejes de desigualdad como pueden ser la nacionalidad y la edad, que acrecienta el interés.

Por tanto, en este estudio se aborda la hipótesis de que junto con los factores racionales que influyen en las diferencias de los ingresos del trabajo (y tanto por cuenta propia como ajena), se pueden identificar otros no racionales cuyas causas deben ser objeto de futuras y mayores reflexiones, como por ejemplo el género, la nacionalidad o la edad.

En el siguiente apartado se presenta una breve mención a la literatura empírica que han aportado evidencia empírica en los últimos años sobre diferencias en los ingresos del trabajo para la economía española, en general refiriéndose a las diferencias salariales, que sirven de marco para determinar el estado empírico de la cuestión, en la que se incide en factores determinantes como la localización geográfica, edad, estado civil, nacionalidad, género, fuente de ingreso y nivel de estudios. El trabajo continúa con un ejercicio estadístico econométrico que aborda las relaciones entre dichas variables y sus

probabilidades para determinar niveles altos o bajos de ingresos, con los datos de las Encuestas de Presupuestos Familiares de 2011, que evidencian la discriminación por género en la percepción de las rentas del trabajo, que llevará a una reflexión final sobre la perduración de la brecha diferencial y su posible polarización.

2. Algunas anotaciones sobre el estado de la cuestión

Son numerosos los estudios que, desde la segunda mitad del siglo pasado, han puesto el punto de atención en la relación positiva entre educación e ingresos, con una clara causalidad, dada porque el nivel educativo de los individuos determina en gran medida el nivel de ingresos que pueden llegar a percibir por su trabajo. Esta teoría del *Capital Humano*, erigida en corriente dominante de la economía laboral, parte de las investigaciones de Becker (1964), siendo refrendada posteriormente por la contrastación empírica de las reconocidas como Ecuaciones de Mincer (1974). Ambos autores abordan de forma pionera los comportamientos racionales de los individuos para determinar la influencia, en especial el nivel de educación, en la percepción de los ingresos del trabajo. Mantienen que la educación y la experiencia laboral permiten cualificar o capacitar a las personas, y a mayor cualificación, mayor productividad y como consecuencia mayor nivel de renta. Así, Mincer estima con los datos del censo de 1950 y 1960 de Estados Unidos un aumento de entre el 5 y el 10% en los ingresos anuales por cada año de educación adicional que presentase el trabajador.

Estos trabajos abrieron el campo de estudio, desde la economía laboral y del capital humano, a la asignación eficiente de los recursos humanos e inciden en dos aspectos: 1) que la productividad del trabajador está en función de la educación (formación/especialización) y se compensa con ingresos del trabajo más altos; y 2) que la educación influye en la actitud y comportamiento de los trabajadores. Sin embargo son numerosas las críticas que estos planteamientos han tenido, tanto desde el ámbito teórico como econométrico, sin excluir a los agentes sociales, dada la incidencia de algunas desigualdades no siempre vinculadas a la educación y que pueden verse polarizadas a pesar de que desde las primeras estimaciones hayan pasado más de medio siglo.

Las ecuaciones de Mincer se construyen a partir de los supuestos del modelo neoclásico del mercado de trabajo, en la cual las empresas conocen la productividad marginal de cada trabajador y el proceso competitivo permite que los salarios dependan del nivel de productividad, y asumen que: i) la inversión en educación es un coste de oportunidad, debido a que se dejan de percibir ingresos por no estar trabajando; ii) el tiempo que el individuo permanece en el mercado laboral es independiente del nivel de estudios alcanzado, y iii) los individuos comienzan a trabajar después de terminar sus estudios. Recogen, pues, un modelo de determinación de ingresos, centrándose en la dinámica de los ciclos de vida de los salarios, la comparación entre los salarios observados y los potenciales, la inversión en capital humano, en educación y experiencia, recogiendo una relación positiva entre el número de años de escolaridad y los ingresos futuros.

Así, la especificación de Mincer es una ecuación semilogarítmica y cuadrática:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 \text{Exp} + \beta_3 \text{Exp}^2 + e,$$

donde Y =Ingresos, S =Años de educación, Exp =Años experiencia laboral y e =Variable aleatoria, y aporta una estimación con datos de corte transversal a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). La especificación cuadrática supone que conforme aumenta la experiencia, los ingresos salariales aumentan, pero cada año de experiencia tiene un efecto menor sobre el ingreso¹. Esta especificación ha sido moldeada para aportar evidencia empírica en diferentes países, entornos y momentos temporales, dando origen a una amplia literatura empírica, siendo objeto de diversas críticas debidas a diferencias tanto metodológicas en el estudio econométrico o del manejo de la información estadística.

A modo de síntesis, Griliches (1977) considera que 1) excluir variables como las habilidades de los individuos determina una sobreestimación, dado que las personas con mayor habilidad suelen aportar mayores grados de educación, 2) la educación debería considerarse como una variable endógena dados los costes directos del proceso de educación, los costes de oportunidad, las imperfecciones del mercado, la influencia de los padres, o el tipo de ciudad de residencia, y 3) considerar un corte transversal en la estimación, implica asumir un comportamiento estable y unas expectativas estáticas en el proceso de inversión de capital humano, siendo más relevante estimar una serie que recoja una evolución temporal. Entre el resto de autores con posiciones críticas, cabe destacar Heckman (1979), para quien estudiar sólo las rentas de los individuos ocupados, puede determinar un problema de selección muestral a considerar, o Sapelli (2009) quien considera que se debería desglosar la educación en diversos niveles educativos, y así estimar diversas tasas de rendimiento y retorno de la educación. Algunas referencias empíricas ineludibles, que recogen las consideraciones señaladas, son el trabajo citado de Griliches (1977), que permitió refinar la metodología, Psacharopoulos (1985), Cohn, y Addison (1998), ó Card (1999). El avance de la técnica econométrica, ha favorecido que los numerosos trabajos posteriores pudieran reducir o evitar alguno de los sesgos citados y aplicado diversos métodos econométricos, como el Mínimo Cuadrado en dos etapas, con test de Heckman, y abordado la desagregación por sectores, regiones, género o edad.

En el caso español, las numerosas estimaciones de las Ecuaciones de Mincer, difieren de este ensayo por la metodología econométrica, la tipología de los datos, el período temporal, la definición de las variables del modelo, tanto la dependiente como las instrumentales que tratan de caracterizar las diferencias individuales, o la segmentación por tramos, de estudios, sexo o de sectores.

Referencia de partida es el trabajo de Alba-Ramírez y San Segundo (1995), quienes a través de una encuesta piloto de ingresos de 1990, observan diferencias por género, niveles de educación, clase de los trabajadores y sector

¹ Los ingresos no crecen infinitamente en la misma proporción, así, los individuos con edades cercanas a la jubilación pierden productividad y en consecuencia parte de sus ingresos, hecho que justifica la forma cóncava.

en el que trabaja el individuo (público/privado), y obtienen una tasa de rendimiento de la educación de 7,7% en hombres y 9,7% para las mujeres. Vila y Mora (1996), con datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de 1990, obtienen una rentabilidad del 5,3% por cada año adicional de estudio, si bien en 1998 muestran una caída en el rendimiento de la educación entre 1981 y 1991 para los niveles educativos no universitarios, constatando que en la década de expansión de los logros educativos, la desigualdad de los ingresos por género disminuyó considerablemente. Lassibille y Navarro (1998) confirman a través de MCO dicha caída en los rendimientos para la educación secundaria y para las licenciaturas entre 1980 y 1991, mientras que quienes disponían de un diploma universitario fueron recompensados algo más en 1991 que en 1980, y aumentando moderadamente los rendimientos de la educación primaria.

Barceinas, Oliver, Raymond y Roig (2000) constatan valores inferiores de rentabilidad de la educación al utilizar MCO en lugar de VI², y confirman en una rentabilidad de la educación del 8,2% para los hombres y 8,3% para las mujeres con los microdatos de la Encuesta de Estructura Salarial (EES) de 1995. Caparrós, Gamero, Marcenaro y Navarro, en 2001, con el Panel de Hogares de la Unión Europea de 1994 (PHOGUE-94) estiman una tasa privada de rentabilidad marginal promedio de la inversión educativa del 8,1% en 1994 para los hombres y 9,5% para las mujeres, reduciéndose para los datos de 1996 a 6,6% y 9,1% respectivamente. Con el mismo panel de datos, Pons y Gonzalo, en 2002, con el foco puesto en las condiciones familiares y sociales, época de nacimiento o cambios en el sistema educativo de los encuestados, con VI y MCO, obtienen resultados de 10% frente al 6% respectivamente. Arrazola, De Hevia, Risueño y Sanz (2003), de nuevo con el PHOGUE-94, estiman tasas internas de rentabilidad para los diferentes grados de educación, diferenciando entre pública y privada: Estudios básicos: 10% para privada y 7,7% para pública; Bachillerato: 10% y 7,7% y estudios universitarios: 9,7% y 7,6%, respectivamente, mientras que agregadamente estiman una tasa de rendimiento de la inversión de 6,5%, aumentando a 8,2% al utilizar variables instrumentales. Con posterioridad, Marcenaro y Navarro (2005) y con el PHOGUE-94 estimaron modelos de ganancias por género y edad, concluyendo que el rendimiento de la educación en España se incrementa a medida que se avanza en los niveles educativos, la educación es más rentable para las mujeres que para los hombres y los títulos de mayor nivel para los hombres no se deprecian con el tiempo.

Salas (2004) demuestra con los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida de 2004 (ECV) que la función de Mincer no determina una medida exacta de la rentabilidad de la educación superior y corrige su endogeneidad a través de variables instrumentales, obteniendo un 13,6% de rentabilidad para estudios universitarios, observando que los licenciados ganan un 57% más que los diplomados.

Cabe señalar algunos trabajos con enfoques más parciales y también más recientes, pero relevantes en las conclusiones. Así, Freire y Teijeiro (2010)

² En 2002, con la misma base de datos del 2001 y seleccionando sólo a hombres asalariados la rentabilidad obtenida por MCO es del 6,2% y del 8,8% con VI.

quienes para la comunidad de Galicia y con una encuesta de 2008 creada ad hoc, estudian la relación entre educación y rentas del trabajo de los jóvenes gallegos³, explicada positivamente por el sexo, trabajar por cuenta ajena y en la Administración Pública, y negativamente por la edad, ser autónomo, trabajar en la misma localidad de residencia y pertenecer a ciertos sectores como la agricultura, comercio, hostelería, transporte, comunicación o industria. Por otro lado, García, Campos, Sánchez y Marchante (2011), a partir de la Encuesta de Estructura Salarial de 2006, estiman la ecuación de Mincer ampliada para el sector hostelero en las regiones turísticas más importantes de España, contrastando rendimientos de la educación inferiores en la hostelería con respecto al resto de servicios privados, y diferencias salariales significativas según las regiones de España y el género.

Por tanto, el denominador común de los trabajos citados es que la mayor formación contribuye positivamente al capital humano aceptándose, por tanto, la hipótesis de Mincer.

3. Nota metodológica de la investigación

A continuación se exponen algunas características tanto de la base de datos, la selección de las variables, su depuración y tratamiento, como de la estimación econométrica realizada por el método de probabilidad no lineal.

3.1 Base de datos y selección de individuos.

La base de datos utilizada es la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de 2011, con base de 2006, de carácter anual y que recoge una población residenciada en España, con un tamaño muestral de unos 24.000 hogares y caracterizada porque cada hogar permanece en el estudio dos años consecutivos, renovándose por tanto cada año la mitad de la muestra. Dadas las características del estudio, la información procede únicamente del fichero de hogar, debido a que el encuestado es el sustentador principal del hogar, siendo que la encuesta considera una imputación a ingresos netos a todos los hogares, al considerar: 1) un valor específico de renta, 2) intervalos de ingresos del trabajo.

En el proceso de depuración de la base de datos original seguido se han eliminado las observaciones que i) no responde/no contesta, ii) los individuos mayores de 65 años, al suponer que al aumentar los años no podrán aumentar su nivel de renta, iii) e igualmente los pensionistas, según la variable de fuente de ingreso. De forma que la muestra objeto del estudio pasa a ser de 13.091 observaciones a 12.290 las observaciones finales, ya que el modelo elimina 882 por observaciones ausentes o incompletas.

Por otra parte, las variables utilizadas en la estimación empírica son nivel de Ingresos, zona geográfica (Comunidad Autónoma) de residencia, edad, sexo, nacionalidad, estado civil, nivel de estudio y fuente principal de ingresos, y si bien la mayoría de estas variables son de elección múltiple, los requerimientos del método econométrico han determinado que hayan sido

³ La encuesta recoge únicamente 956 observaciones, un número relativamente bajo con respecto al resto de estudios mencionados.

recodificadas en variables binarias, a excepción de la edad que se mantiene como una variable continua.

La variable dependiente original en el modelo es el Nivel de Ingresos monetarios regulares agrupada en dos niveles: Rentas Bajas (0), con valores entre 0 y 2000 euros, y Rentas Altas (1), con 2000 euros y más, dado que el salario medio mensual reestimado de los individuos que permanecen en la muestra es de 1855 euros. Esta acotación permite centrar la hipótesis y aislar las variables explicativas que determinan la probabilidad de conseguir un nivel de ingresos del trabajo alto. Para facilitar la comprensión, en adelante la variable independiente se denota como Rentas Altas (Y).

En cuanto a las variables explicativas, el proceso de selección y su tratamiento, se deriva tanto de la revisión de la literatura empírica, como de la disponibilidad de datos y los requerimientos del método econométrico. La tabla 1 aporta la ficha sintética de las variables, definiendo los valores que toman en su definición binaria y su referencia a la encuesta, mientras que la tabla 2 aporta los principales estadísticos que describen la submuestra de observaciones utilizada, tras la depuración realizada.

Tabla 1. Resumen de las variables

Variable	Referencia; (Tramo Encuesta)	Tipología y valores asignados	Observaciones de la encuesta
Ingresos Monetarios regulares (Y)	INTERINPSP (166-167)	Binaria *: 1 Rentas Altas(2000 € y más) y 0 Rentas Bajas (entre 0 y 2000 €)	7 niveles de ingresos en euros: < 500; 500-1.000; 1.000-1.500; 1.500-2.000; 2.000-2.500; 2.500-3000; > 3.000 €
Zona Geográfica Residencia (CCAA)	CCAA (10-11)	Binaria **: 1 Parte alta de la clasificación = "Norte" y 0 parte baja = "Sur"	Todas las CCAA
Edad (Ed)	EDADSP (118-119)	Continua , desde los 19 a los 65 años.	
Sexo (Sx)	SEXOSP (120-121)	Binaria : 1 hombre y 0 mujer	
Nacionalidad (Nac)	PAISNACIODS P; (122-123)	Binaria : 1 nacidos en España y 0 nacidos en el resto del mundo.	4 grupos: Españoles, Nacidos en la UE, Resto Europa y Resto Mundo.
Estado civil (EC)	ECIVILEGALSP (130-131)	Binaria : 1 sin pareja (soltero, viudo, divorciado) y 0 con pareja (resto).	5 grupos: soltero, casado, unido en pareja, viudo, divorciado o separado
Nivel de estudio (Est)	ESTUDRSP (148-149)	Binaria : 1 con estudios superiores y 0 sin estudios o con estudios de 1 ^{er} y 2 ^{do} nivel	Todos los niveles educativos
Fuente de ingresos (FI)	FUENPRINRED (444-445)	Binaria : 1 trabajo por cuenta propia y 0 por cuenta ajena	Excluidos Pensionistas y No contesta

Fuente: elaboración propia, a partir de EPF 2011

* Corte en 2000 según salario medio mensual reestimado de los individuos que permanecen en la muestra es de 1855€.

** La segmentación de CCAA en los dos grupos está en función de la Renta Salarial Anual media (RSAm) de la Encuesta de Estructura Salarial de 2010 (22.241,39 euros) que corresponde a Asturias: Norte (País Vasco, Madrid, Cataluña, Ceuta y Melilla, Navarra, Aragón y Asturias) y Sur (resto).

Tabla 2. Principales estadísticos de las variables.

Variab les	Media		
	Mujeres	Hombres	Total
Ingresos Monetarios regulares (Y)	0,1856	0,2267	0,2159
Zona Geográfica Residencia (CCAA)	0,4201	0,4089	0,4118
Edad (Ed)	44,13	45,38	45,05
Sexo (Sx)	--	--	0,737
Nacionalidad (Nac)	0,8676	0,9091	0,8981
Estado civil (EC)	0,5711	0,2050	0,3013
Nivel de estudios (Est)	0,4764	0,3487	0,3823
Fuente de ingresos (FI)	0,1339	0,2212	0,1982

Fuente: elaboración propia, a partir de EPF 2011.

Como se observa en la tabla, el 41,18% de los individuos de la submuestra del estudio residen en lo que hemos denominado “Norte” (no geográfico sino referido a la parte alta de la clasificación de la Renta Salarial Anual media de la Encuesta de Estructura Salarial de 2010), el 73,7% son varones, y la edad media es de 45,05 años, estando pues en plena etapa productiva, el 89,81% tiene nacionalidad española, el 30,13% no convive en pareja (está soltero o viudo), el 38,23% ha cursado estudios superiores, el 19,82% tiene ingresos por cuenta propia y sólo el 21,59% percibe rentas altas.

En la segmentación por sexo, excepto el estado civil y el nivel de estudios y la zona geográfica de residencia, en las demás variables los registros medios son menores para las mujeres encuestadas respecto de los varones: tienen menor edad media (44,13 frente a 45,38 años), menor presencia de mujeres con nacionalidad española (86,76% frente a 90,91%), menor registro de ingresos por cuenta propia (13,39% frente a 22,12%) y menor percepción de rentas altas (con solo el 18,56% de las mujeres frente al 22,67% de los varones), siendo éste un indicador indirecto de una menor incidencia de la iniciativa emprendedora en las mujeres. Pero como elemento diferenciador, las mujeres presentan un claro mayor nivel de estudios medios⁴ (dado que el 47,64% tienen estudios superiores frente al 34,87% de los hombres encuestados) y mayor grado⁵ de “soltería” (el 57,11% frente al 20,50% de los varones). Estos valores medios definen un perfil de submuestra de la encuesta que refleja algunas de las desigualdades de género bien identificadas en la literatura española, como menores niveles de renta media (brecha en rentas salarial o no), y con menor procedencia de las mismas de un trabajo por cuenta propia dada la edad media de los encuestados (brecha en incentivo emprendedor), y que se polariza en un colectivo que presenta un claro mayor nivel formativo medio y con una ligera incidencia en mujeres inmigrantes, aspectos éstos ya señalados por ejemplo por Torns y Recio (2012).

Cabe señalar que el ejercicio econométrico que se realiza a continuación trata de aminorar algunas de las críticas tradicionales a las ecuaciones de Mincer mencionadas: 1) controlar el sesgo de incluir únicamente a personas ocupadas, dado que la encuesta contempla datos sobre la situación de actividad y de

⁴ Mientras que según la EPA en 2012 el 43,4% de las mujeres tienen estudios superiores, en la EPF utilizada en el estudio, el 37,64% de las mujeres de la submuestra utilizada los tienen.

⁵ Explicado quizás, dada la pregunta específica de la encuesta, por una distinta percepción del estado civil según el género en aquellos que con pareja pueden considerarse “solteros” o no.

ocupación de los encuestados y de los integrantes del hogar, incluyendo el sustentador del hogar⁶, y 2) respecto a los determinantes de las rentas del trabajo, se contemplan la educación en dos niveles, estudios básicos y educación superior.

3.2 Modelo econométrico

Mientras que los trabajos referenciados para la economía española de las ecuaciones de ingresos Mincer, estiman por MCO [Alba y San Segundo (1995), Vila y Mora (1996), San Segundo (1997), Lasibille y Navarro (1998) y Salas (2004)], o por MCO con variables instrumentales [Barceinas y otros (2000 y 2001), Caparrós y otros (2001), Pons y Gonzalo (2002)], en este estudio se estima un modelo no lineal Logit, obteniendo valores de los parámetros que minimizan el error cuadrático, y que permite obtener las probabilidades para poder observar si las posibilidades de obtener rentas altas según las variables explicativas especificadas.

La ecuación derivada del modelo, con la denominación sintética de las variables (vista en la tabla 1) es:

$$Y = \alpha + \beta_1 CCAA + \beta_2 Ed + \beta_3 Sx + \beta_4 Nac + \beta_5 EC + \beta_6 Est + \beta_7 FI + \varepsilon$$

, siendo Y la probabilidad de que un residente en España, con una serie de características que definen su perfil, pueda obtener una renta alta. Para obtener probabilidades determinadas para cada combinación de perfil codificadas en el intervalo (0,1), se siguen los siguientes pasos, habituales en esta metodología:

1) Utilizar la función exponencial que garantiza valores positivos:

$$Y' = \exp(\alpha + \beta_1 CCAA + \beta_2 Ed + \beta_3 Sx + \beta_4 Nac + \beta_5 EC + \beta_6 Est + \beta_7 FI + \varepsilon)$$

2) Dividir la función exponencial por algo mayor y acotar los valores entre 0 y 1:

$$Y'' = \frac{Y'}{1 + Y'} = \frac{\exp(\alpha + \beta_1 CCAA + \beta_2 Ed + \beta_3 Sx + \beta_4 Nac + \beta_5 EC + \beta_6 Est + \beta_7 FI + \varepsilon)}{[1 + \exp(\alpha + \beta_1 CCAA + \beta_2 Ed + \beta_3 Sx + \beta_4 Nac + \beta_5 EC + \beta_6 Est + \beta_7 FI + \varepsilon)]}$$

Este procedimiento permite obtener una regresión con variables binarias (0, 1) y evita incoherencias en las respuestas, a la vez que proporciona unos coeficientes que definen los signos de la relación entre la variable dependiente (rentas altas) y las variables independientes del modelo⁷.

En una segunda fase del procedimiento de estimación se ha definido un valor estimado para un perfil básico del sujeto, multiplicado el coeficiente por cada

⁶ Estos datos están considerados hasta una semana antes de la entrevista.

⁷ La diferencia principal entre una regresión logística y una lineal es que la variable dependiente no puede ser directamente la probabilidad de poder obtener una renta alta o no, por lo que se ha calculado la función exponencial (Y') para medir las probabilidades.

representación binaria de las variables independientes⁸, hecho que permite extraer las diferencias de probabilidades para cada caso, que se presenta como resultados en el apartado siguiente.

4. Resultados del modelo de probabilidad no lineal y discusión

En esta sección se aportan los resultados obtenidos en la estimación de la ecuación de Mincer ampliada para la economía española con datos de la EPF para el año 2011, a partir del Modelo Logit, que estima la probabilidad de que un varón de 30 años, con residencia en la zona norte de España, español, que no convive en pareja (soltero-viudo-divorciado), con estudios universitarios y trabajador por cuenta propia pueda obtener rentas altas⁹. La diferencia entre las especificaciones 1 y 2 reside en que la variable edad en el primero es continua, mientras que en el segundo se ha considerado binaria según el corte generacional de 35 años¹⁰.

En ambas especificaciones (modelo 1 y 2), y sin diferencias sustanciales, las estimaciones muestran que un individuo que reside en las comunidades definidas sintéticamente como Zona Norte, que es varón, nacido en España y con estudios superiores, tiene mayor probabilidad de obtener rentas altas, frente a las alternativas binarias de caracterización individual definidas, y sustancialmente mayores respecto a los resultados si es mujer, evidenciando así claras asimetrías en el patrón estandarizado, que se polarizan según en algunas de las variables consideradas. Sin embargo, la variable estado civil – Soltero o que no convive en pareja-, muestra una relación negativa con respecto a la variable dependiente sea cual sea el sexo del individuo, hecho que determina menor probabilidad de ganar rentas altas que una persona casada (o que convive en pareja). Cabe señalar la alta significatividad de todas las variables (al 99%, excepto la fuente de ingreso -cuenta propia-), que es del 95% en la especificación del modelo 1.

Tabla 3. Resultados del Modelo de probabilidad no lineal:

Variable dependiente Renta Alta	Modelo 1		Modelo 2	
	Coefficiente	Desviación T	Coefficiente	Desviación T
Constante	- 5.54 ***	(0.1846)	- 4.43 ***	(0.1457)
Zona Norte	0.46***	(0.0490)	0.45 ***	(0.0488)
Edad	0.05 ***	(0.0028)	1.02 ***	(0.0769)
Hombre	0.37 ***	(0.0611)	0.37 ***	(0.0609)
Español	0.90 ***	(0.1100)	0.95 ***	(0.1093)
Sin pareja	- 0.34 ***	(0.0600)	- 0.33 ***	(0.0600)
Estudios Superiores	2.01 ***	(0.0527)	1.93 ***	(0.0513)
Cuenta Propia	0.13 **	(0.0624)	0.16 ***	(0.0619)
R ₂ de McFadden: 0.17; Log- verosimilitud:-5266;		R ₂ de McFadden: 0.17;		

⁸ Para ampliar sobre el procedimiento econométrico se puede consultar Collett (1991). Las estimaciones se han realizado con Gretl Xquarts 2.7.4.

⁹ Estos resultados permiten interpretar los signos, viendo la relación de cada variable explicativa con la dependiente.

¹⁰ Se utiliza este corte, no exento de críticas, por ser el definido en el estudio *Not in Employment Education and Training* (NEET), del EUROFOUND (2001) y en otros estudios de del mercado laboral.

Casos correctamente predichos: 80%; Contraste de verosimilitud: 2207.3 [0.0000]	Log- verosimilitud: -5304,65; Casos correctamente predichos: 79,6%; Contraste de verosimilitud: 2129,06 [0.0000]
Nº de observaciones: 12209; ***significación al 99%, ** significación al 95% de significación Fuente: elaboración propia	

Para tratar de evaluar los resultados de las estimaciones, y dadas las mínimas diferencias entre las especificaciones 1 y 2 ya señaladas, en la tabla 4 se muestran los resultados definidos para el perfil base del modelo 1, diferenciando por género, así como los ejercicios de estática comparativa en el cambio en los valores binarios de las variables lugar de residencia, estado civil, edad, nacionalidad o nivel de estudios, que determinan el efecto de variaciones en las variables independientes en la regresión. Así, un varón de 30 años, español, sin convivencia en pareja o “soltero”, con residencia en comunidades de la zona “norte”, con estudios superiores y trabajador por cuenta propia tiene una probabilidad del 32,080% de percibir rentas altas de 2.000€ o más mensuales, mientras que si es mujer con idénticos valores identificativos en el resto de las variables, solo tendría una probabilidad del 24,557%, casi ocho puntos porcentuales menor.

Sin embargo, y tal como muestran los resultados comparativos sintetizados en la tabla 5, al someter al perfil básico de ambos géneros a los cambios en los valores binarios de las variables lugar de residencia, estado civil, edad, nacionalidad o nivel de estudios, se confirma como patrón de comportamiento, una menor probabilidad, en valor absoluto, de obtener rentas altas en el colectivo de las mujeres, hecho que confirma un resultado visto en numerosas ocasiones en la literatura empírica del mercado de trabajo, resultado de aplicar la metodología econométrica de probabilidad no lineal.

Tabla 4. Resultados del perfil básico y sus variantes según variables independientes

Resultados del perfil base					
Mujer			Hombre		
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	1 Estudios superiores	NiveldeEstudic	2,01474	1 Estudios superiores
Trabajo	0,125431	1 Cta. Propia	Trabajo	0,125431	1 Cta. Propia
LnP	Ln (p/1-p)	-1,1224	LnP	Ln (p/1-p)	-0,7501
P	exp (p/(1+expP))	0,24557	P	exp (p/(1+expP))	0,3208
Resultados al comparar la residencia.					

Variable	Coficiente	Valores	Variable	Coficiente	Valores
Constante	-5,63584	1	Constante	-5,63584	1
CCAA	0,457244	0 Sur	CCAA	0,457244	0 Sur
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
NiveldeEstudio	2,01474	1 Estudios superiores	NiveldeEstudio	2,01474	1 Estudios superiores
Trabajo	0,125431	1 Cta. Propia	Trabajo	0,125431	1 Cta. Propia
LnP	Ln (p/1-p)	-1,57964	LnP	Ln (p/1-p)	-1,20736
P	exp (p/(1+expP))	0,170847	P	exp (p/(1+expP))	0,230168

Resultados al comparar el estado civil.

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	0 Con pareja	EstadoCivil	-0,339404	0 Con pareja
NiveldeEstudic	2,01474	1 Estudios superiores	NiveldeEstudic	2,01474	1 Estudios superiores
Trabajo	0,125431	1 Cta. Propia	Trabajo	0,125431	1 Cta. Propia
LnP	Ln (p/1-p)	-0,78299	LnP	Ln (p/1-p)	-0,41071
P	exp (p/(1+expP))	0,313676	P	exp (p/(1+expP))	0,398741

Resultados al comparar la edad.

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	31	Edad	0,0452883	31
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	1 Estudios superiores	NiveldeEstudic	2,01474	1 Estudios superiores
Trabajo	0,125431	1 Cta. Propia	Trabajo	0,125431	1 Cta. Propia
LnP	Ln (p/1-p)	-1,07711	LnP	Ln (p/1-p)	-0,70483
P	exp (p/(1+expP))	0,254054	P	exp (p/(1+expP))	0,330742

Resultados al comparar por fuente de ingreso

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
NiveldeEstudio	2,01474	1 Estudios superiores	NiveldeEstudio	2,01474	1 Estudios superiores
Trabajo	0,125431	0 Cta. Ajena	Trabajo	0,125431	0 Cta. Ajena
LnP	Ln (p/1-p)	-1,24783	LnP	Ln (p/1-p)	-0,87555
P	exp (p/(1+expP))	0,223077	P	exp (p/(1+expP))	0,294101

Resultados al comparar por nacionalidad

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 Iriundo 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.