

PAPELES DE TRABAJO

9/2021

El coste salarial por ser mujer en España: discriminación entre los recién titulados y en el conjunto de los trabajadores

NURIA BADENES PLÁ

Instituto de Estudios Fiscales



ÍNDICE

Resumen-*Abstract*

1. INTRODUCCIÓN

2. DATOS: LAS ENCUESTAS DE INSERCIÓN LABORAL DE TITULADOS UNIVERSITARIOS Y DE ESTRUCTURA SALARIAL

3. METODOLOGÍA Y RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

3.1. Modelo *logit* ordenado

3.2. Ecuación de Mincer. Regresión cuantílica

4. REFLEXIÓN Y CONCLUSIONES

Referencias bibliográficas

APÉNDICE

Resumen

El presente trabajo analiza si la condición de ser mujer implica discriminación en la obtención del salario en España. Para obtener una conclusión al respecto, se analizan dos encuestas desarrolladas por el INE. Por un lado, la Encuesta de Inserción Laboral de los Titulados Universitarios que contiene información sobre el colectivo de recién licenciados, y por otro, la Encuesta de Estructura Salarial, referida al conjunto total de asalariados nuestro país. El análisis de ambas bases de datos permite concluir mediante estimaciones de *logit* ordenados y ecuaciones de Mincer en regresión cuantílica, que ser mujer incide de manera muy significativa y con efecto negativo sobre el salario. Se puede concluir que las brechas salariales sin ajustar que existen en nuestro país, esconden discriminación salarial en contra de la mujer, y que este fenómeno se produce de manera general y también entre los recién licenciados. Ser mujer es tan importante para explicar un salario menor como lo es el contar con un nivel formativo más bajo, realizar jornadas más cortas o contar con menos experiencia. Centrados en el colectivo de recién licenciados ser mujer importa tanto para explicar una bajada en el salario como no saber idiomas, no haberse formado en el extranjero, no haber recibido una beca de excelencia o no haber estudiado en una universidad privada. Con ello se muestra que la discriminación no es solamente fruto de inercias pasadas en el mercado laboral, sino que se trata de un fenómeno que persiste.

Palabras clave: Discriminación salarial por género, regresión cuantílica, ecuación de Mincer.

Clasificación JEL: J16, J71, C53.

Abstract

The present work analyses whether the condition of being a woman causes wage discrimination in Spain. In order to obtain a conclusion, two surveys developed by the NSI are analysed. On the one hand, the Labour Insertion Survey of University Graduates that contains information on the group of recent graduates, on the other, the Salary Structure Survey, referring to the total set of wage earners in our country. The analysis of both databases allows us to conclude, using ordered *logit* estimates and Mincer equations in quantile regression, that being a woman has a very significant impact and has a negative effect on salary. It can be concluded that the unadjusted wage gaps that exist in our country hide wage discrimination against women, and that this phenomenon occurs in general and also among recent graduates. Being a woman is as important to explain a lower salary as it is having a lower educational level, working shorter hours or having less experience. Focused on the group of recent graduates, being a woman matters as much to explain a drop in salary as not knowing languages, not having trained abroad, not having received an excellence scholarship or not having studied at a private university. This shows that discrimination is not only the result of past inertia in the labour market, but also a persistent phenomenon.

Keywords: Gender wage discrimination, quantile regression, Mincer equation.

JEL Classification: J16, J71, C53.

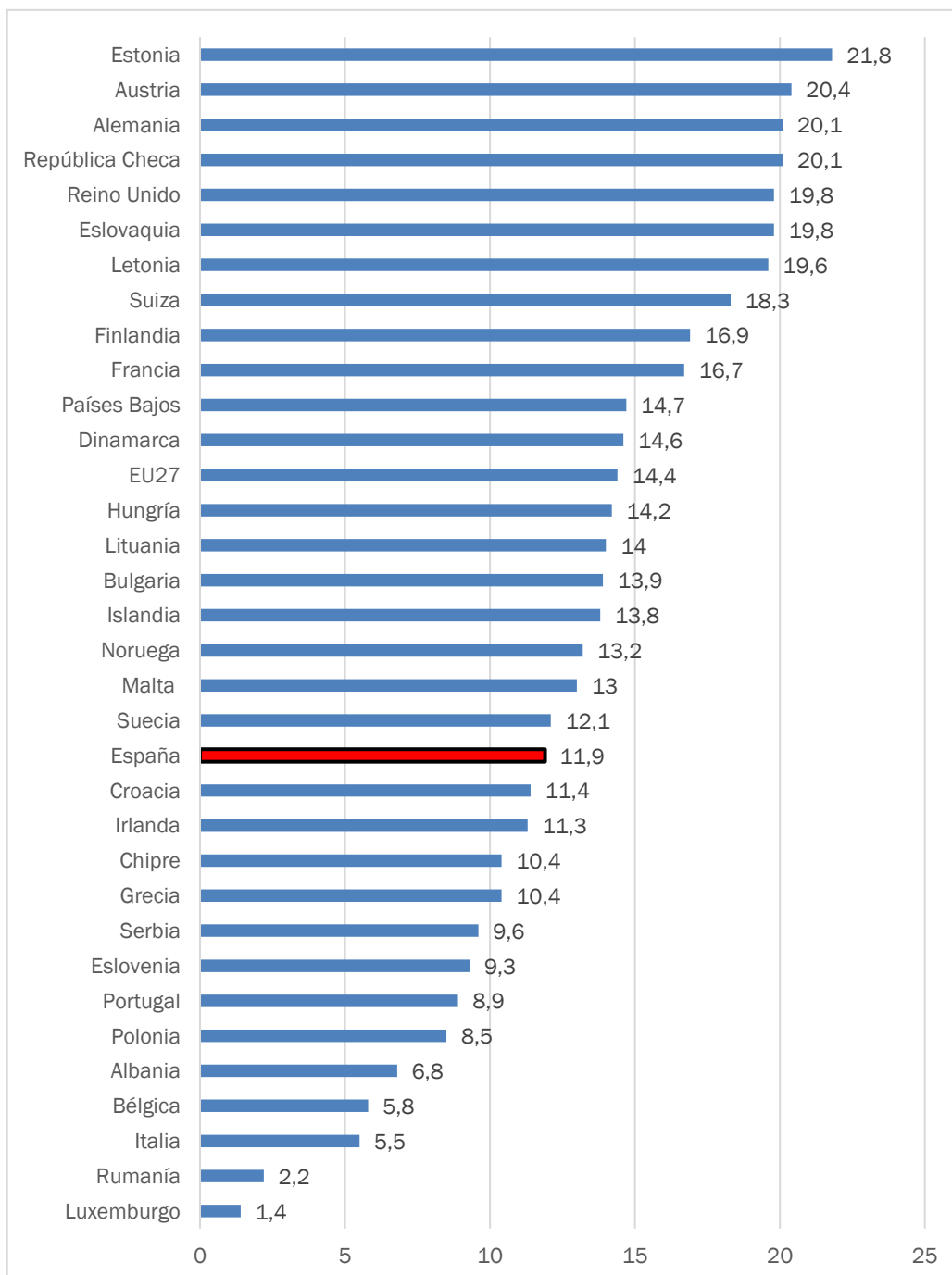
1. INTRODUCCIÓN

Las mujeres en general obtienen salarios más bajos que los hombres. Se trata de un fenómeno que no se circunscribe a España, los países de nuestro entorno en la UE también presentan diferencias salariales en contra de las mujeres. Cobrar un salario menor que otra persona o colectivo no tiene por qué implicar discriminación. Pero las diferencias en salario en las personas -independientemente de su sexo o su grupo étnico, su religión, su origen (y otras características por las que puede aparecer discriminación)- se *deberían* producir por diferencias en la capacitación, la experiencia, el esfuerzo, la jornada realizada, la antigüedad, el sector en el que se trabaja u otras circunstancias relevantes en la determinación salarial como retribución al factor trabajo. Si dos hombres con iguales circunstancias relevantes para determinar el salario cobran diferente, el de menor salario estará discriminado frente al de mayor. Al introducir en la comparación al colectivo de mujeres, el razonamiento debe ser el mismo: una mujer y un hombre con iguales circunstancias relevantes para la determinación de sus salarios deberían cobrar lo mismo. Si son iguales en todo y solo difieren en el sexo, existirá discriminación si la mujer cobra menos. En la práctica observamos salarios menores en mujeres que en hombres de manera sistemática. Pero ¿quiere ello decir que existe discriminación? No necesariamente. Las estadísticas interpretadas por los medios de comunicación, o por foros no expertos, a menudo plantean que toda la diferencia salarial entre hombres y mujeres (brecha salarial sin ajustar) implica discriminación, pero solamente se puede hablar de discriminación cuando se ajusta por características relevantes para la determinación salarial (brecha salarial ajustada) y persiste la diferencia. La presencia de una brecha sin ajustar es condición necesaria pero no suficiente para que exista discriminación. La literatura económica lleva décadas desarrollando mecanismos para separar la parte de la brecha que se debe a discriminación y a la mera existencia de circunstancias diferentes entre grupos: Neumark (1988), Oaxaca and Ransom (1994), Neuman and Oaxaca (2004), pero al mismo tiempo las interpretaciones suelen achacar cualquier diferencia a la discriminación.

La oficina de EUROSTAT ofrece la brecha sin ajustar para el conjunto de los países miembros, y se constata que existe una brecha en contra de la mujer para todos los países, y además está presente a lo largo del tiempo, aunque se presentan aquí solamente los datos más recientes disponibles, referidos a 2018:

Gráfico 1

BRECHA SALARIAL SIN AJUSTAR EN LOS PAÍSES EUROPEOS. AÑO 2018



Fuente: Elaboración propia a partir de datos EUROSTAT.

https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/earn_gr_gpgr2/default/table?lang=en.

La brecha sin ajustar estimada para España en 2018 indica que las mujeres en media percibieron un salario hora un 11,9% menor que los hombres, lejos de la práctica igualdad de Luxemburgo, pero lejos también brechas del 20% como las calculadas para países como Austria o Alemania.

Las razones por las que en general las mujeres cobran menos que los hombres son variadas. El acceso al mercado laboral y su formación se ha producido de forma posterior a la de los hombres y de forma desigual entre ellos, siendo estos elementos determinantes para la formación del salario. Así, desigualdades pasadas se traducen en desigualdades futuras. Por otro lado, el rol cuidador de los descendientes y ascendientes está asumido más por las mujeres que por los hombres, resultando que las mujeres en general trabajan más horas que los hombres en el mercado laboral no remunerado y menos horas en el remunerado. Las mujeres además cuentan con una presencia mayor en sectores peor retribuidos, como el de los cuidados y la educación, mientras que los hombres están más presentes en ocupaciones relacionadas con la tecnología y el mundo financiero, que están mejor retribuidos en términos relativos. Además pueden aparecer circunstancias claramente discriminatorias como el llamado “techo de cristal” cuando las jerarquías masculinizadas impidan o dificulten el acceso a los puestos de mayor responsabilidad y salario al colectivo femenino.

Inferir que una brecha sin ajustar mayor implica una discriminación mayor no es correcto. Los países en los que las mujeres están más incorporadas al mercado laboral suelen exhibir brechas mayores, ya que por las circunstancias anteriormente descritas, las mujeres trabajan más en sectores peor retribuidos y además lo hacen más que los hombres a tiempo parcial.

Además de trabajos descriptivos de diferencias salariales entre hombres y mujeres en España, es posible hallar diferentes investigaciones que tratan de medir la verdadera discriminación salarial en contra de la mujer: Brindusa, Conde-Ruiz y Artíñano, (2019), De la Rica, Dolado y Vegas (2015), Murillo y Simón (2014), Del Río, Gradín y Cantó (2008), García, Hernández y López-Nicolás (2001), por citar algunos ejemplos.

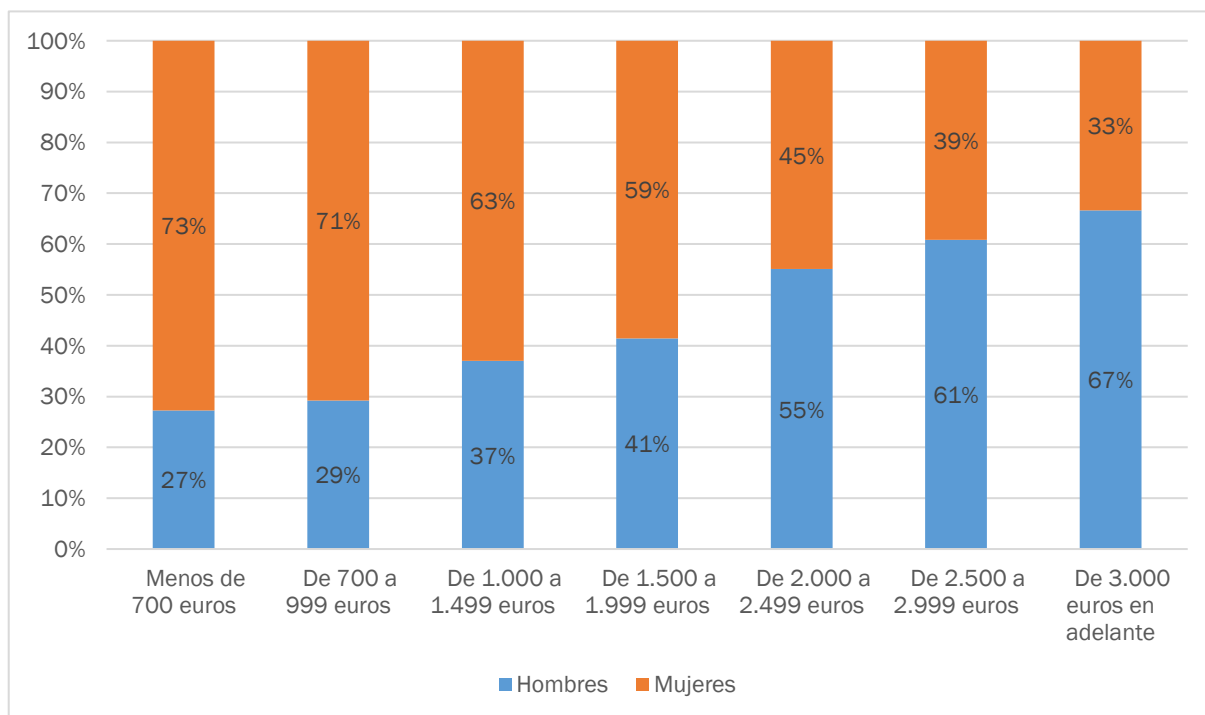
En este trabajo se analiza si la condición de ser mujer supone una circunstancia de discriminación en la obtención del salario en España. Para obtener una conclusión al respecto, se analizan dos encuestas desarrolladas por el INE, que se describen en el segundo apartado, explicando las variables que se utilizan en los modelos explicativos. En el tercer apartado se exponen las metodologías utilizadas. Al disponer de información diferente procedente de las encuestas, los modelos utilizados en el análisis son también distintos. Para el colectivo de jóvenes licenciados, y contando únicamente con información del tramo salarial en el que se ubican, se utiliza un modelo *logit* ordenado. Para la muestra total de asalariados, y disponiendo de microdatos del salario hora, se estiman ecuaciones de Mincer en regresión cuantílica. En este epígrafe se exponen también los resultados de las estimaciones, que permite concluir que controlando por las variables relevantes en la determinación de la retribución, al incluir la condición de ser mujer, se obtienen valores muy significativos y con efecto negativo sobre el salario de esta variable. El cuarto apartado presenta las conclusiones y reflexiones derivadas del análisis.

2. DATOS: LAS ENCUESTAS DE INSERCIÓN LABORAL DE TITULADOS UNIVERSITARIOS Y DE ESTRUCTURA SALARIAL

La Encuesta de Inserción Laboral de Titulados Universitarios (EILTU) es elaborada por el INE cada cuatro años. Los datos utilizados en este trabajo se refieren al año 2019, el más reciente disponible, e incluye información sobre aproximadamente 31.000 graduados y alrededor de 11.000 titulados de máster durante el curso académico 2013-2014. La encuesta incluye información sobre la formación recibida, la situación laboral, características socio-familiares, así como el tramo salarial en el que se ubican. Una primera exploración de los datos revela una tasa de empleo de 87,8% en los hombres y 84,9% en las mujeres. El 86,2% de los graduados trabaja a tiempo completo, con un porcentaje mayor entre los hombres (91,3%) que entre las mujeres (82,5%). En 2019 el porcentaje de mujeres asalariadas con contrato temporal era del 31,6% y 20,8% el de los hombres. Las diferencias salariales entre hombres y mujeres sin especificar ninguna característica que los discrimine se ponen de manifiesto comprobando la proporción de hombres y mujeres que se sitúan en cada tramo de retribución salarial neta mensual.

Gráfico 2

PROPORCIÓN DE HOMBRES Y MUJERES RECIÉN LICENCIADOS POR TRAMO DE SALARIO MENSUAL NETO EN 2019



Fuente: elaboración propia a partir de datos de EILTU 2019.

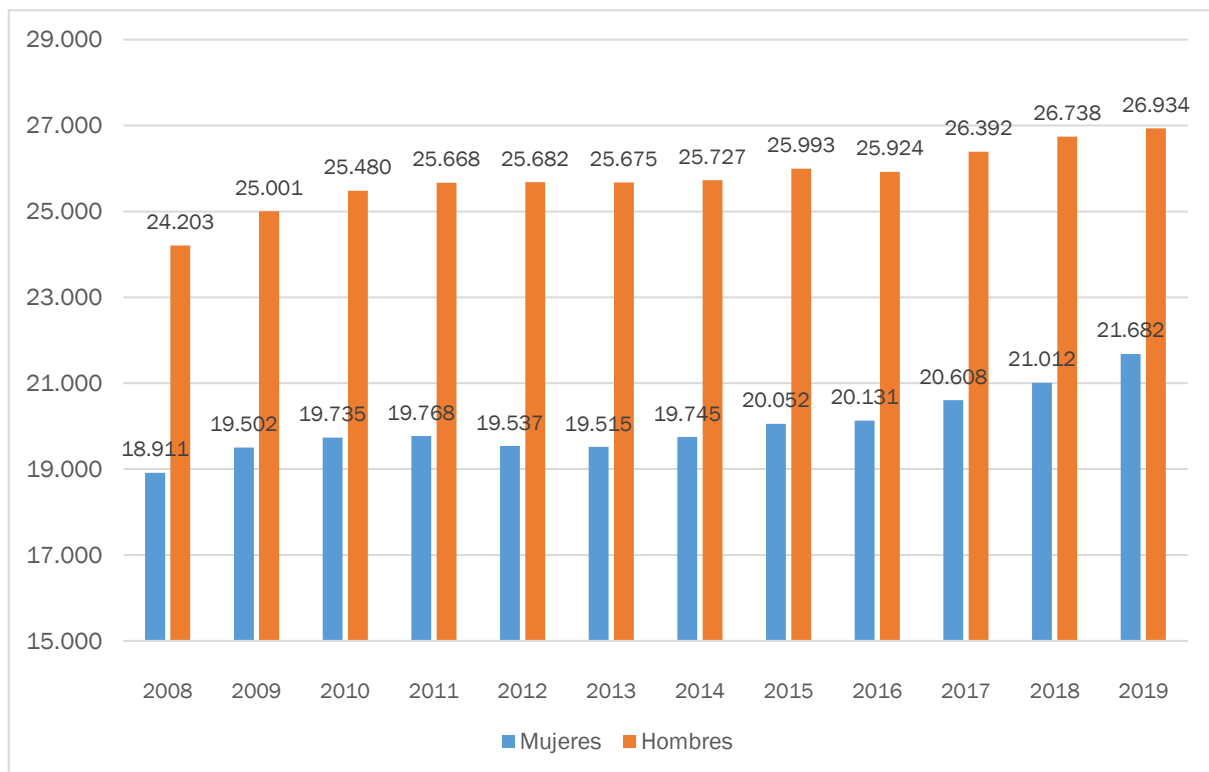
La Encuesta de Estructura Salarial (EES) cuatrienal es una operación estadística realizada por el INE desde el año 1995 en el marco de la Unión Europea, con criterios comunes de metodología y contenidos, con el fin de obtener unos resultados comparables sobre la estructura y distribución de los salarios entre sus Estados Miembros. La encuesta investiga la distribución de los salarios en función de una gran variedad de variables como son el sexo, la ocupación, la rama de actividad,

la antigüedad, o el tamaño de la empresa. Además de esta encuesta realizada cada cuatro años, desde 2004 se realiza la encuesta anual proporcionando estimaciones de la ganancia bruta anual por trabajador clasificada por tipo de jornada, sexo, actividad económica y ocupación. En ambas encuestas, la información se obtiene de la explotación conjunta de ficheros de la Seguridad Social y de la Agencia Tributaria, junto con la utilización de un cuestionario específico, y cuenta con más de 200.000 observaciones.

Una primera exploración de los datos de la EES referida a los años más recientes pone de manifiesto que existe una diferencia entre el salario medio anual cobrado por hombres y mujeres, siendo siempre menor este último.

Gráfico 3

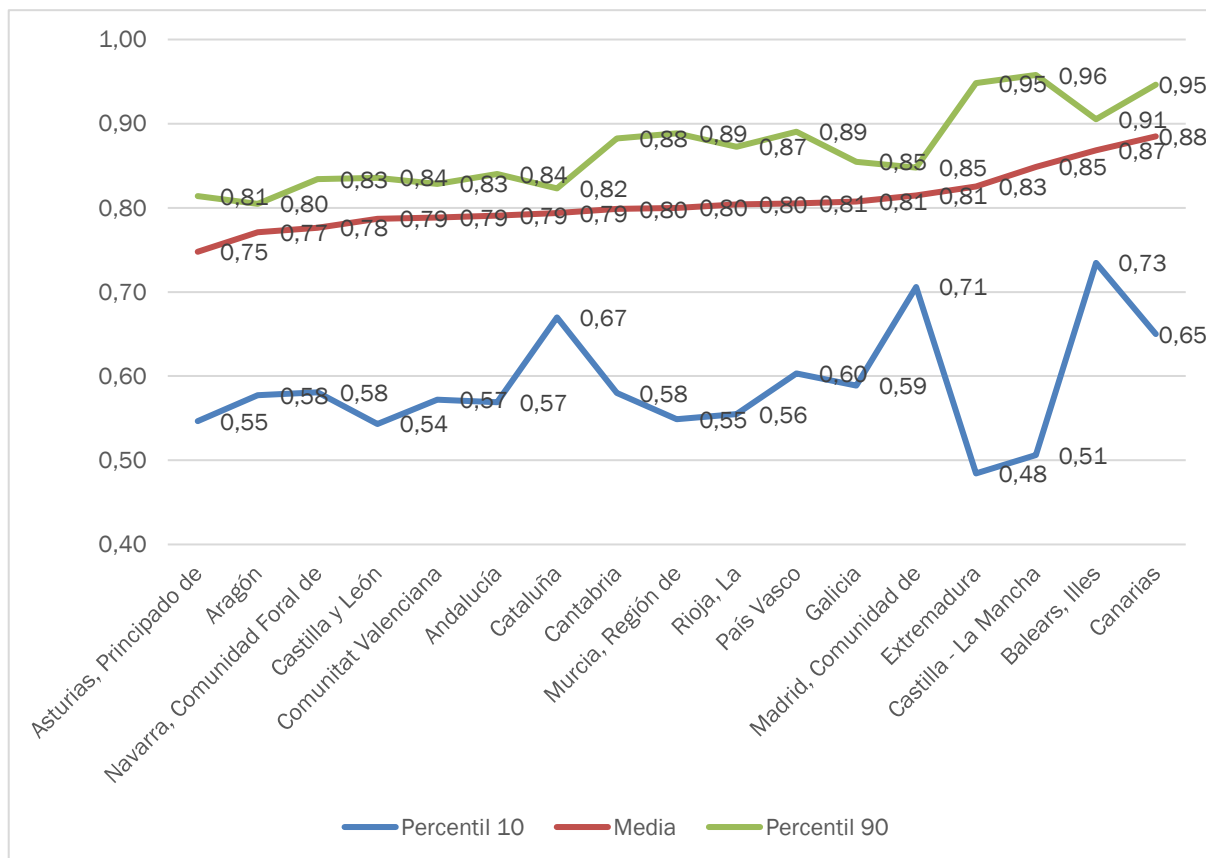
EVOLUCIÓN DEL SALARIO MEDIO ANUAL DE HOMBRES Y MUJERES 2008-2019



Fuente: elaboración propia a partir de datos de EES 2008-2019

Si nos centramos en los datos de la EES más reciente disponible, que se refiere a 2019, se aprecia que la ganancia media anual femenina supuso el 80,5% de la masculina. Esta diferencia no está ajustada por ninguna característica relevante en la determinación del salario, y se reduce cuando se comparan puestos de trabajo similares (misma ocupación, tipo de contrato, tipo de jornada). Si comparamos la proporción del salario medio femenino respecto del masculino por CCAA y en el año 2019, se aprecia que la brecha es decreciente con el percentil salarial considerado, es decir la proporción extra que obtienen los hombres sobre las mujeres tiene mucha más importancia al considerar el 10% de salarios más bajos que al considerar el 90% más elevado. Ordenando las CCAA por las proporciones en la media, se aprecia que las brechas no ajustadas más importantes se producen en Asturias y Aragón, y las menos cuantiosas en las islas, Canarias y Baleares.

Gráfico 4
PROPORCIÓN DEL SALARIO MEDIO DE MUJERES RESPECTO AL DE HOMBRES POR CCAA EN LOS PERCENTILES 10, 90, Y EN LA MEDIA. 2019



Fuente: elaboración propia a partir de datos de EES 2019.

Como las diferencias pueden estar muy amplificadas por el tipo de jornada, para captar diferencias entre hombres y mujeres resulta más pertinente realizar comparaciones del salario hora y no del total anual, que fue de 14,92 €/hora para mujeres y 16,63 €/hora para hombres en 2019. Si se comparan los salarios por hora obtenidos por hombres y mujeres según la cualificación de la ocupación, la proporción del sueldo de las mujeres en relación con el de los hombres varía entre un 83% y un 89%, es decir que la brecha se aminora con el nivel de cualificación.

Cualificación	Mujeres €/hora	Hombres €/hora	Proporción salario mujer/salario hombre
Alta	20,57	23,17	89%
Media	11,76	13,94	84%
Baja	10,68	12,89	83%

Las dos encuestas que se utilizarán en el análisis evidencian una diferencia salarial media en contra de las mujeres. Para determinar si esa diferencia tanto en el colectivo de recién licenciados como en el conjunto total de trabajadores supone una verdadera discriminación, se analizarán

modelos econométricos que expliquen el tramo salarial al que se pertenece (EILTU) o el salario hora obtenido (EES). Para que la condición de ser mujer capture si existe discriminación, es necesario introducir en los modelos explicativos las variables disponibles en cada encuesta y que expliquen la retribución obtenida. En el apéndice se explican cuáles son las variables utilizadas en los modelos en cada encuesta. Además de la variable explicada y el factor que captura ser mujer, de la EES se incluye información relativa a la formación del universitario, características socioeconómicas, formación de los padres, movilidad, si se educó en universidad pública o privada, si es graduado o master, idiomas que conoce, la satisfacción con la carrera, motivación para estudiar, tipo de jornada que desarrolla y si presenta discapacidad. De la EILTU se incluyen variables relativas al nivel de estudios, tipo de jornada y contrato, experiencia y responsabilidad en el trabajo, horas trabajadas, ocupación, si se trabaja en el sector público o privado y la región.

3. METODOLOGÍA Y RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

Las diferencias salariales entre hombres y mujeres que se han evidenciado en el apartado previo presentan brechas sin ajustar. Estas diferencias podrían estar justificadas si hubiese razones que explicasen que las mujeres deben obtener una retribución más baja que los hombres, bien por que trabajen menos horas, porque estén menos cualificadas en cuanto a la formación recibida, o porque presentan una sobre-cualificación mayor que los hombres, es decir con más frecuencia ocupan posiciones laborales en las que no se requiere tanta formación como la que poseen, y el mercado reconoce solamente sus habilidades necesarias, no su potencial.

Lo que se pretende en este trabajo es comprobar si las diferencias salariales persisten una vez que se controla por las características que son relevantes para la determinación del salario. O dicho de otra forma, se pretende identificar si la condición de ser mujer es una característica relevante para la determinación del salario, como lo pudiera ser la formación adquirida, la jornada realizada, la experiencia o las habilidades laborales. Si la condición de ser mujer es relevante en la explicación de la retribución de manera que la penaliza, persistirá una brecha salarial ajustada, que es la manifestación de una discriminación salarial femenina.

Las encuestas utilizadas permitirán obtener conclusiones para contextos bien diferentes. La EILTU engloba a un colectivo de personas con estudios universitarios y recién egresados. Si la variable sexo resulta ser significativa y con signo negativo en el modelo podrá concluirse que existe discriminación en un colectivo muy particular: jóvenes muy formadas. El análisis de la EES, al ser esta representativa de todo el mercado laboral, permitirá obtener conclusiones sobre la existencia de discriminación salarial en términos globales: cualquiera que sea la formación de los trabajadores, e independientemente de su edad.

La información disponible en ambas encuestas también condiciona el tipo de modelo econométrico más adecuado para analizar los determinantes del salario obtenido. Al contar en la EILTU con información sobre el salario mensual en forma de tramos (tr_sueldo de 1 a 7), la variable a explicar es categórica y ordenada, con valores más altos indicando salarios mensuales más elevados. En este caso se utilizará un modelo *logit* ordenado que explicará el tramo salarial al

que se pertenece a partir de la información disponible, y aislando el efecto de ser mujer. La EES, sin embargo, ofrece información sobre el salario hora de los trabajadores, por lo que se hará uso de las ecuaciones de Mincer (1974) que originariamente explican las diferencias salariales regresando el logaritmo del salario hora sobre la formación y la experiencia, y que en este caso incluyen más variables explicativas, entre las que se encuentra el sexo del trabajador.

3.1. Modelo *logit* ordenado

La encuesta de inserción laboral incluye información sobre el salario cobrado por los recién licenciados en forma de pertenencia a tramos, por lo que el modelo natural para explicar los determinantes que condicionan la pertenencia a un tramo u otro es el de variable dependiente categórica ordenada, en concreto escogemos el *logit* ordenado (Williams (2006)). El modelo estimado es:

$$y^* = x^T \beta + \varepsilon$$

donde x^T representa el vector de variables independientes, la variable dependiente y^* es inobservable, y en lugar del valor real del salario se observa el tramo al que se pertenece.

$$y = \begin{cases} 1 & \text{si } y^* \leq \mu_1 \\ 2 & \text{si } \mu_1 \leq y^* \leq \mu_2, \\ 3 & \text{si } \mu_2 \leq y^* \leq \mu_3 \\ \cdot \\ \cdot \\ N & \text{si } y^* > \mu_N \end{cases}$$

En este caso $N=7$ y $\mu_1 = 700$; $\mu_2 = 999$... $\mu_7 = 3000$, como se expone en el apéndice. En la especificación *logit* se asume que el término de error ε sigue una distribución logística.

Tras comprobar que no se viola la hipótesis de líneas paralelas, y ensayar distintas especificaciones, incluso ajustando modelos diferenciados en constante y coeficientes, se corrobora que existe un claro efecto discriminatorio en el salario que cobran las mujeres. En el apéndice se presentan los resultados detallados del modelo para el que se ha logrado un mejor ajuste, al 99% de confianza, con coeficientes iguales para los distintos tramos salariales y ajustando en el término constante. A continuación se presenta una tabla con el valor exclusivamente de los *odds-ratios* y el z-valor para las variables independientes.

Tabla 1
VALOR DEL ODDS-RATIO ESTIMADOS EN EL MODELO LOGIT ORDENADO

tr_sueldo:	Odds ratio	z
sexo	0,605	-25,17
disca33	1,028	0,28
jornada	22,691	87,97
master	1,325	12,30
unipubli	0,692	-14,01
unidist	1,127	3,13
edad2	1,013	0,53
edad3	1,741	19,41
idiomas1	1,104	1,99
idiomas2	1,252	4,40
idiomas3	1,384	5,54
idiomas4	1,501	4,57
idiomas5	1,166	1,05
becaexcel	1,768	11,09
estuabroad	1,343	9,77
practicas	0,804	-9,68
usaestudios	1,666	22,02
semueve	1,131	5,67
satisfuni	1,386	9,34
satisfcarrera	1,436	15,02
paratrabajar	0,904	-4,38
madreformada	1,136	5,30
padreformato	1,297	11,14
unipersonal	1,781	18,99
pareja	1,70	22,87

Todos los coeficientes son muy significativos al 99% excepto el ligado a la condición de discapacidad superior al 33% (disca33), lo que pone de manifiesto la no discriminación salarial en este colectivo; tampoco son significativos el tramo etario intermedio (edad=2) y el elevado número de idiomas conocidos (idiomas=5).

Los resultados de los coeficientes estimados se presentan en forma de *odds-ratio*, de manera que valores superiores a la unidad indican incidencia positiva sobre la probabilidad de pertenencia a un tramo salarial superior, y los menores a la unidad indican reducción en dicha probabilidad. La hipótesis que se pretende contrastar *a priori* es si existe discriminación salarial en contra de la mujer, y el valor del coeficiente ligado a la variable “sexo” igual a 0,605 indica que por el hecho de ser mujer (en comparación con ser hombre) y a igualdad de características relevantes en la determinación salarial con respecto a los hombres, existe una probabilidad del

40% $[(1-0,605)=0,395\approx 0,4]$ menor de pasar a un tramo salarial superior. Los modelos desagregados además ponen de manifiesto que la discriminación salarial se intensifica con el tramo salarial, con brechas salariales por género más intensas cuanto mayor es el salario cobrado. Debe recordarse el conjunto de datos para el que se ha contrastado el modelo, que se refiere a recién graduados, por lo tanto la discriminación se produce en un colectivo joven y formado. La existencia o no de brecha salarial de género para el conjunto de trabajadores en España se comprobará con datos referidos a todas las cohortes de edad y a cualquier nivel formativo.

Además de corroborar que existe una brecha salarial de género en contra de las mujeres en el colectivo de jóvenes formados, las variables explicativas utilizadas en el modelo ofrecen conclusiones dignas de comentario. En primer lugar, destaca el hecho de que la variable de discapacidad (disca33) no sea significativa, lo que lleva a concluir que si bien existe discriminación salarial en contra de la mujer, no la hay en contra de las personas discapacitadas.

La variable con más poder explicativo, y más significativa en la explicación del tramo salarial es el tipo de jornada, lo que resulta esperable. Recordemos que la variable explicada es el tramo salarial (tr_sueldo) y no el salario hora, por lo que más horas de trabajo deben implicar para el resto de determinantes constantes, más retribución mensual. En particular, el paso de jornada parcial a jornada completa multiplica por 2,269 las probabilidades de ubicarse en un tramo salarial superior.

Las variables relacionadas con el tipo de formación y las habilidades también requieren algún comentario. El haber cursado un máster frente a simplemente haberse graduado, incrementa las probabilidades de pertenencia a un tramo salarial superior en 32,5% (como muestra el coeficiente de “master” igual a 1,325). Haber estudiado en una universidad pública en comparación con una privada supone una penalización del 30,9% en términos de probabilidad de pertenencia a tramos salariales superiores (coeficiente de “unipubli”=0,691), mientras que la formación en la universidad a distancia incrementa la probabilidad en un 12,7%.

La edad, que puede asociarse a la acumulación de experiencia influye positivamente sobre el tramo salarial, así como el conocimiento de (hasta 4) idiomas. Haber contado con una beca de excelencia durante los estudios universitarios (becaexcel) incrementa la probabilidad de obtener salarios mayores en un 76,8%, mientras que haberse formado en una universidad extranjera lo hace en un 34,3%. La realización de prácticas penaliza disminuyendo en un 20% la probabilidad de pertenencia a tramos superiores, pudiendo explicarse en parte por el hecho de que se continúe trabajando en una ubicación que parte de una retribución más baja que la media para la misma cualificación una vez terminada la formación.

Los trabajadores que utilizan los conocimientos adquiridos en la universidad en el desarrollo de su trabajo, tienen una probabilidad del 66% más que los que no lo hacen de pertenecer a tramos salariales superiores. Ello demuestra que los trabajadores sobre-cualificados están infra-pagados, pues el mercado laboral retribuye su trabajo, no su conocimiento. Los trabajadores dispuestos a la movilidad (semueve) tienen un 13% más de probabilidad de pertenecer a tramos salariales superiores que los que no cambian de ciudad. Estar satisfechos con la carrera que estudiaron y la

universidad en la que lo hicieron (satisfuni satisfarrera) también incide positivamente sobre el salario, mientras que los que escogieron la carrera para encontrar un trabajo (paratrabajar) tienen un 10% menos de probabilidades de situarse en tramos más altos que los que eligieron de manera vocacional.

El nivel formativo de los padres es un determinante de los resultados educativos durante el período de formación, como muestran múltiples estudios en el marco de la economía de la educación como puede verse en Haveman y Wolfe (1995), Jacobs *et al* (2005), Rindermann *et al* (2010), Lemos *et al* (2011). Pero al incluir estas variables en el modelo de tramo salarial, se comprueba que también inciden positivamente sobre el nivel salarial: padres más formados implican probabilidad de obtención de salarios mayores, lo que puede estar ligado tanto a cuestiones de formación, como de clase social y existencia de contactos familiares.

Las circunstancias familiares también inciden en el salario que se cobra. En particular, tanto vivir en pareja como constituir un hogar unipersonal implican probabilidades mayores de obtener salarios más altos. Ambas circunstancias implican mayor disponibilidad de tiempo en comparación con los colectivos en los que existen hijos, y mayor responsabilidad frente a los no emancipados.

3.2. Ecuación de Mincer. Regresión cuantílica

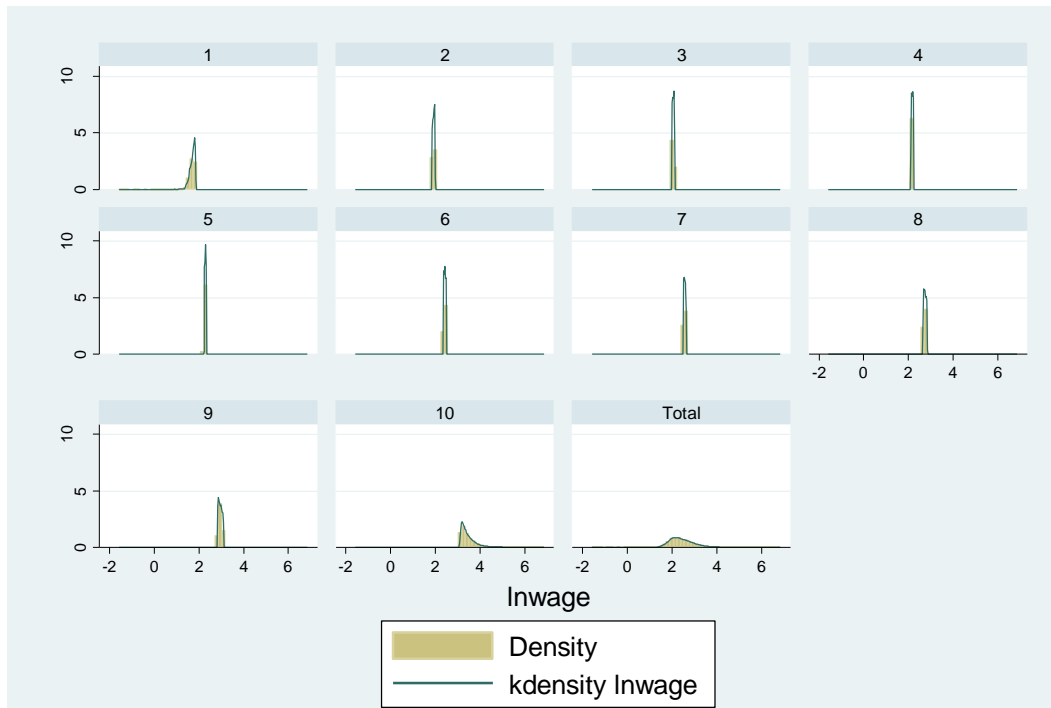
Una primera exploración de los datos de la EES revela que la varianza del salario (y su logaritmo) es mayor en las colas de la distribución. La varianza en las decilas primera y décima es significativamente mayor que en zonas más centradas de la distribución.

Decila	Desviación típica de $\ln w_{age}$	Media
1	0,1338	1,699
2	0,0431	1,925
3	0,0347	2,055
4	0,0342	2,174
5	0,0342	2,294
6	0,0406	2,423
7	0,0449	2,571
8	0,0537	2,739
9	0,0776	2,961
10	0,3486	3,453

Esta circunstancia también se aprecia al graficar el logaritmo del salario (que se aproxima por kernels) en las distintas decilas.

Gráfico 5

FUNCIÓN DE DENSIDAD DEL LOGARITMO DE SALARIO POR DECILAS. APROXIMACIÓN KERNEL



Puesto que la variable explicada (salario hora bruto expresado en logaritmo) no presenta la misma varianza entre los distintos percentiles, se sospecha que la varianza de los errores de la estimación por MCO de la ecuación de Mincer no será homoscedástica. Así lo corroboran los distintos test practicados (Breusch-Pagan, Cook-Weisberg, Szroeter, Cameron y Trivedi) y por ello se opta por estimar la ecuación de Mincer mediante regresión cuantílica.

Se utiliza entonces la regresión cuantílica en lugar de la regresión MCO, que permite modelizar el comportamiento en situaciones de heteroscedasticidad, además de identificar mejor el efecto de los regresores sobre la distribución condicional y ofrecer mayor flexibilidad en la modelización describiendo el comportamiento para cada percentil.

Los resultados de los parámetros estimados de la ecuación de Mincer y la regresión cuantílica son los que se muestran en la tabla siguiente.

Tabla 2

VALOR DE LOS PARÁMETROS ESTIMADOS POR MCO Y REGRESIÓN CUANTÍLICA EN LAS ECUACIONES DE MINCER

	MCO	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
mujer	-0,187	-0,139	-0,162	-0,179	-0,206	-0,233
estu	0,091	0,062	0,075	0,091	0,104	0,114
tipojor	0,227	0,180	0,184	0,200	0,212	0,238
tipocon	0,039	0,004	0,031	0,034	0,041	0,039
control	0,091	0,175	0,147	0,117	0,062	-0,001
anos2	0,184	0,171	0,180	0,182	0,190	0,177
anos22	-1,942	-1,952	-1,997	-1,985	-2,035	-1,734
anti	0,013	0,012	0,013	0,014	0,014	0,013
horasdia	-0,070	-0,039	-0,043	-0,054	-0,073	-0,101
canarias	-0,070	-0,080	-0,077	-0,074	-0,070	-0,057
madrid	0,056	0,012	0,023	0,040	0,070	0,083
ocupacargo	-0,092	-0,068	-0,073	-0,079	-0,091	-0,109
director	0,357	0,257	0,315	0,382	0,419	0,450
dumifinanciero	0,143	0,156	0,159	0,170	0,153	0,122
constante	1,930	1,478	1,625	1,814	2,106	2,530

Los resultados anteriores se han calculado a un nivel de confianza del 99%. El detalle de las estimaciones se ofrece en el Apéndice, pero aquí se incluye solamente el valor de los parámetros estimados. La primera columna presenta los valores de los estimados según la ecuación de Mincer:

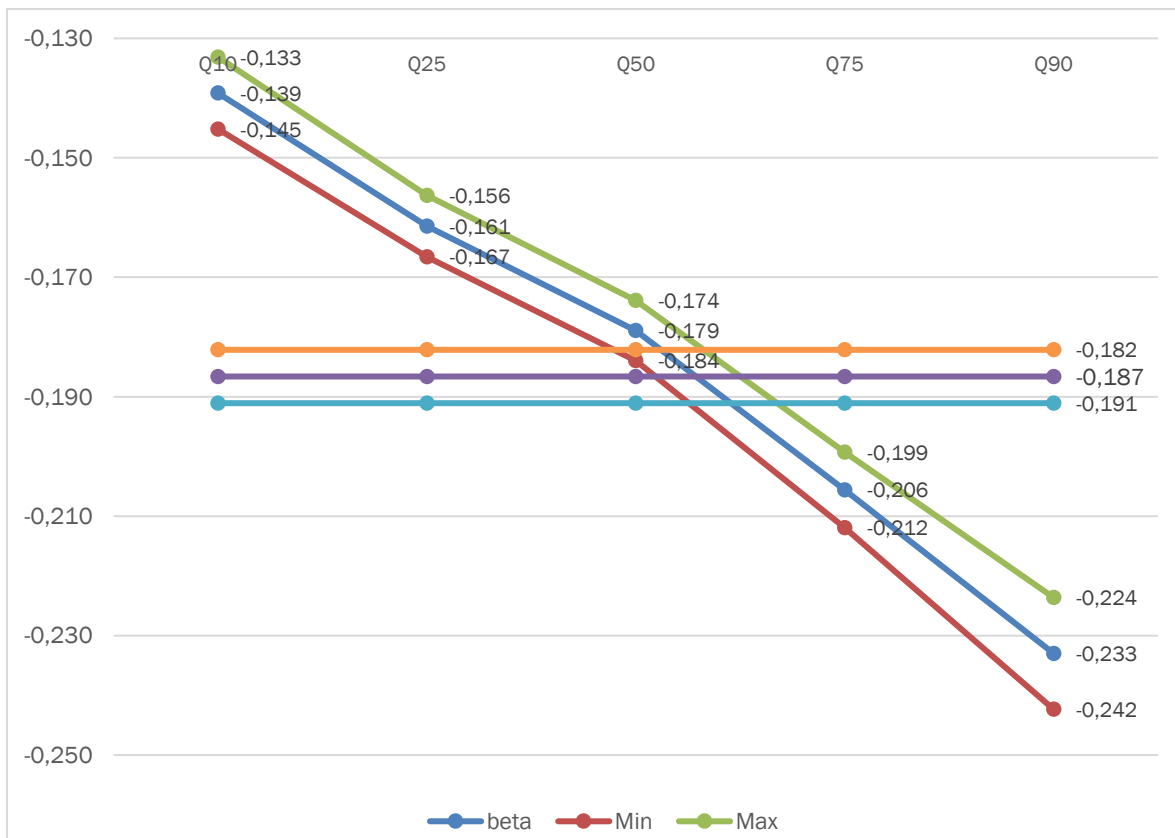
$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 * Mujer + \sum_{j=2}^m \beta_j * x_{ij} + \varepsilon_i$$

El resto de columnas incluye los resultados de la regresión cuantílica, calculada para el 10%, 25%, 50%, 75% y 90%. El valor del coeficiente β_1 , en la primera fila, captura el efecto de ser mujer y las restantes filas incluyen los β_j explican el efecto de las demás variables explicativas.

La variable que suscita mayor interés es “mujer”, ya que de resultar significativa y con signo negativo, permitiría constatar un tratamiento discriminatorio en contra del salario cobrado por las mujeres. La ecuación de Mincer así lo constata ($\beta_1 = -0,187$), y la regresión cuantílica permite concluir además que la discriminación es más intensa a medida que crece el salario, con valores del β_1 tanto mayores cuanto mayor es el percentil de salario considerado (-0,139 -0,162 -0,179 -0,206 y -0,233 para los sucesivos percentiles). El gráfico siguiente representa los valores de β_1 en la ecuación de Mincer y regresión cuantílica, así como las bandas de valores máximos y mínimos para un nivel de confianza del 99%.

Gráfico 6

VALOR DE LOS B ASOCIADOS A MUJER EN MCO Y REGRESIÓN CUANTÍLICA (Q10, Q25, Q50, Q75 Y Q90). INTERVALOS AL 99% DE CONFIANZA



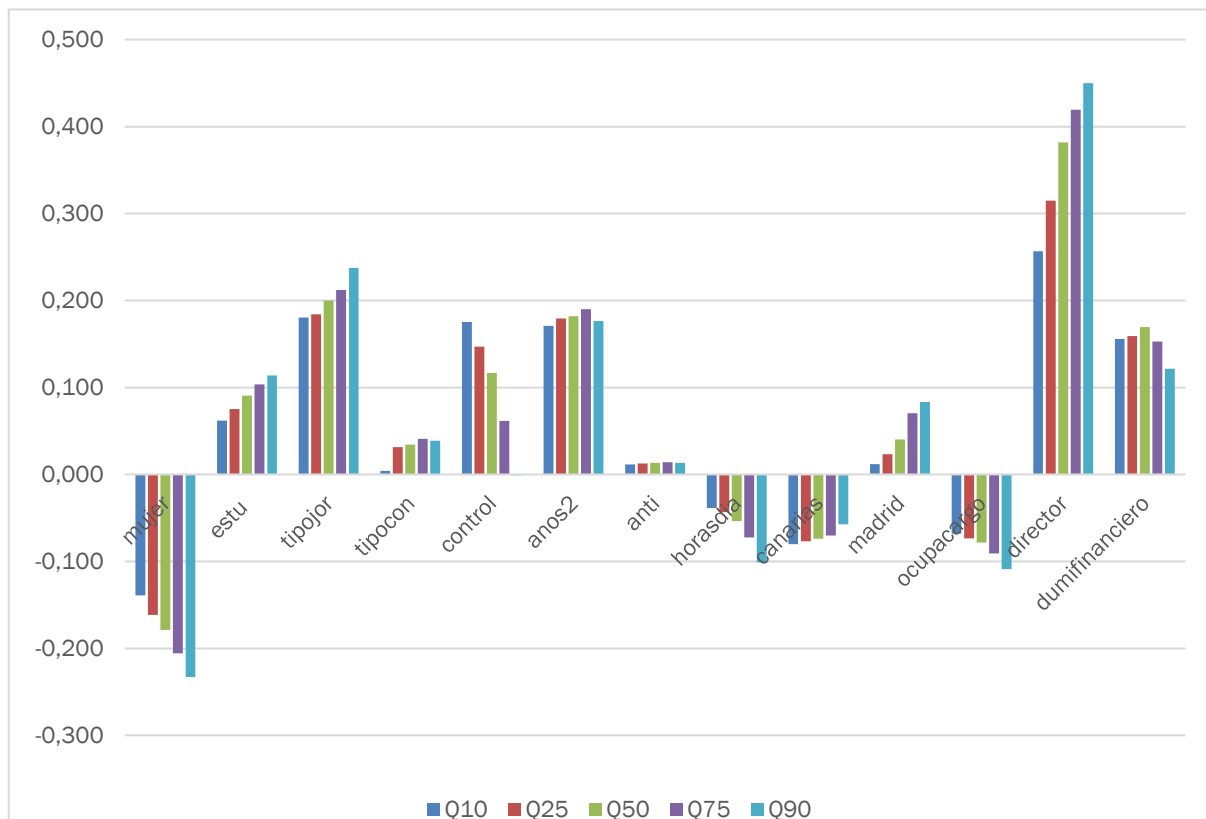
Con respecto al resto de variables explicativas, puede concluirse que el nivel educativo del trabajador (estu) presenta una incidencia positiva sobre el salario obtenido, y este efecto es tanto mayor cuanto mayor es el nivel retributivo. Es decir, el nivel de formación es relevante para determinar el salario, y su efecto sobre el salario es más intenso a medida que se incrementa el salario obtenido. Este mismo patrón de intensificación del efecto sobre el salario se aprecia para la variable de tipo de jornada, de manera que las jornadas completas frente a las parciales, implican un incremento mayor en el salario a medida que se incrementa el tramo salarial considerado. Contar con un tipo de contrato fijo frente a uno temporal también genera un incremento en el salario, con un efecto creciente muy intenso al pasar del percentil 10 al 25, y ligeramente decreciente del percentil 75 a 90. Trabajar en el sector público en lugar del privado presente incidencia positiva sobre el salario, como muestra el signo positivo de la variable control. Pero al desagregar por percentiles, se aprecia que este efecto es cada vez menor a medida que el tramo salarial es más elevado, llegando incluso a presentar signo negativo en el percentil de salarios más elevados. Ello significa que trabajar para el sector público es más ventajoso en los percentiles salariales más bajos. Los años de experiencia aumentan el salario percibido, pero a tasa decreciente, como muestran los signos positivo de anos2 y su cuadrado, anos22, sin presentar diferencias destacable por percentiles. El número de horas al día trabajadas presenta una influencia negativa sobre el salario percibido, lo que puede evidenciar una productividad

decreciente del trabajo y una retribución acorde con la misma. Este efecto negativo se intensifica a medida que se consideran tramos salariales mayores. Al estudiar las zonas geográficas, se identifican dos regiones que inciden positiva y negativamente sobre los salarios, que son Madrid y Canarias respectivamente. Los salarios en Madrid son mayores que en el resto de regiones, y más cuanto mayor es el salario considerado, mientras que en Canarias son menores que en otras regiones, si bien la penalización es menor cuanto mayor es el nivel de salario considerado. La variable ocupacargo es categórica y contiene información sobre la cualificación del trabajador, de manera que categorías más altas están menos cualificadas. El efecto sobre el salario es negativo, como cabía esperar, pero además es más intenso en la desagregación por percentiles, de manera que cualificaciones menores implican menor salario pero menos todavía a medida que aumenta el percentil salarial. La ocupación de un cargo directivo es siempre sinónimo de salarios mayores y tanto más cuanto mayor es el percentil considerado. El sector financiero se ha identificado en la exploración inicial de datos como uno de los mejor retribuidos. En el modelo que incluye todos los niveles salariales se aprecia el efecto positivo sobre el salario de la pertenencia a este sector, y en la regresión cuantílica se aprecia una intensidad del efecto con forma de U invertida, creciente hasta la mediana y decreciente a partir de ese nivel.

En el siguiente gráfico se presentan los coeficientes para los distintos percentiles, de manera que se aprecia más fácilmente la variación por tramos salariales y el signo de los efectos.

Gráfico 7

EFFECTO DEL PERCENTIL SOBRE LA INFLUENCIA DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS DEL SALARIO



4. REFLEXIÓN Y CONCLUSIONES

El análisis de los datos salariales españoles en su conjunto y de la retribución de los recién licenciados, revela que en nuestro país existe discriminación salarial en contra de la mujer. Y el hecho de obtener esta conclusión con las dos encuestas utilizadas es un tanto desalentador, por cuanto muestra la persistencia de un problema heredado. La existencia de una brecha salarial sin ajustar en contra de las mujeres en principio no implica discriminación salarial. Pone de manifiesto en términos retributivos que las mujeres trabajan menos horas en el mercado retribuido, que se han formado menos que los hombres y cuentan con menos experiencia que ellos. Si dadas estas circunstancias las mujeres cobran menos, no puede hablarse de discriminación salarial: la brecha no ajustada esconde otro tipo de injusticias como son un desigual reparto de las tareas domésticas y el cuidado de los dependientes, que al asumirse más por las mujeres las coloca en desigualdad de oportunidades laborales frente a los hombres. Pero estas desigualdades no se resuelven igualando los salarios, sino con otro tipo de políticas que igualen el acceso a puestos y jornadas permitiendo la conciliación laboral y familiar en condiciones iguales para los hombres y las mujeres. Además, si estas medidas se produjeran, los efectos igualadores sobre el salario no se producirían de manera inmediata.

Pero lo que se ha mostrado en este trabajo es más grave: además de la desigualdad de oportunidades laborales y consecuentemente en resultados retributivos que se aprecia en contra de las mujeres, ocurre que el mero hecho de ser mujer implica cobrar un salario menor. Al controlar por los factores relevantes, resulta que ser mujer es tan importante para explicar un salario menor como lo es el contar con un nivel formativo más bajo, realizar jornadas más cortas o contar con menos experiencia. Centrados en el colectivo de recién licenciados ser mujer importa tanto para explicar una bajada en el salario como no saber idiomas, no haberse formado en el extranjero, no haber recibido una beca de excelencia o no haber estudiado en una universidad privada. Esto sí que supone una verdadera discriminación salarial, que se añade a la previa desigualdad de oportunidades.

El primer paso para solucionar los problemas es su reconocimiento, y la desigualdad salarial está constatada en el seno de la UE. Las intenciones de cambio existen, pero los procesos implican una implementación lenta. La Comisión Europea presentó en marzo de 2021 una propuesta sobre transparencia retributiva para garantizar que las europeas y los europeos reciban la misma retribución por el mismo trabajo. Dicha propuesta legislativa se centra en dos factores fundamentales de la igualdad de retribución: por un lado, plantea medidas para garantizar la transparencia retributiva destinada a las plantillas y a las empresas, y por otro, un mejor acceso a la justicia para las víctimas de discriminación en este ámbito. Esta propuesta debe transmitirse al Parlamento Europeo y al Consejo para su adopción. Una vez concluido el proceso, los Estados miembros dispondrán de dos años para incorporar la Directiva al ordenamiento jurídico nacional y comunicar los instrumentos pertinentes a la Comisión. Al cabo de ocho años, la Comisión llevará a cabo una evaluación de esta Directiva. No parece entonces que la resolución del problema de discriminación salarial femenina vaya a solucionarse en el corto plazo, aunque se reconozca su existencia.

Referencias bibliográficas

- BRINDUSA, A.; CONDE-RUIZ, J., y ARTIÑANO, I. (2019): "Brechas Salariales de Género en España". *Revista Hacienda Pública Española/Review of Public Economics*. 229. 87-119. https://www.ief.es/docs/destacados/publicaciones/revistas/hpe/229_Art4.pdf
- DE LA RICA, S.; DOLADO J. J., y VEGAS, R. (2015): "Gender Gaps in Performance Pay: New Evidence from Spain", *Annals of Economics and Statistics*, 2015, 117-118, 41-59.
- DEL RÍO, C.; GRADÍN, C., y CANTÓ, O. (2008): "Pobreza y discriminación salarial por razón de género en España". *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, 184-(1/2008): 67-98. https://www.ief.es/docs/destacados/publicaciones/revistas/hpe/184_Art3.pdf
- GARCÍA, J.; HERNÁNDEZ, P. J., y LÓPEZ-NICOLÁS, A. (2001): "How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression" *Empirical Economics*. Volume 26, Issue 1, March 2001, pages 149-167. <https://www.scopus.com/record/display.uri?eid=2-s2.0-0012261281&origin=inward&txGid=379fd1f1fd87fef35015a784077b1adb>
- GREEN, W. (2017): *Econometric Analysis*. Pearson Education, Eighth edition.
- HAVEMAN, R., y WOLFE, B. (1995): "The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings." *Journal of Economic Literature*, vol. 33, no. 4, American Economic Association, 1829-78, <http://www.jstor.org/stable/2729315>.
- INE (2018): Encuesta de estructura salarial. https://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736177025&menu=resultados&secc=1254736195110&idp=1254735976596#!tabs-1254736195110
- INE (2019): Encuesta de inserción laboral de los titulados universitarios. https://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176991&menu=resultados&secc=1254736195339&idp=1254735573113#!tabs-1254736195339
- JACOBS, N., y HARVEY, D. (2005): "Do parents make a difference to children's academic achievement? Differences between parents of higher and lower achieving students" *Educational Studies*, 31(4), 431-448. <https://doi.org/10.1080/03055690500415746>
- LEMONS, G. C.; ALMEIDA, L., y COLOM, R. (2011): "Intelligence of adolescents is related to their parents' educational level but not to family income". *Personality and Individual Differences*, 50 (7), 1062-1067.
- MINCER, J. A. (1974): *Schooling, Experience, and Earnings*. NBER. ISBN: 0-870-14265-8. <http://www.nber.org/books/minc74-1>
- MURILLO HUERTAS, I. P.; y SIMÓN, H. (2014): "La Gran Recesión y el diferencial salarial por género en España". *Hacienda Pública Española/Review of Public Economics*, 208-(1/2014): 39-76. <https://hpe-rpe.org/published-articles/#16-84-wpfd-208-1-2014>
- NEUMAN, S., y OAXACA, R. (2004): "Wage decompositions with selectivity-corrected wage equations: A methodological note", *Journal of Economic Inequality* 2:3-10.
- NEUMARK, D. (1988): "Employers discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination", *Journal of Human Resources* 23:279-295.
- OAXACA, R., y RANSOM, M. (1994): "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal Econometrics* 61:5-21.

RINDERMANN, H. C.; FLORES-MENDOZA, C., y MANSUR-ALVES, M. (2010): “Reciprocal effects between fluid and crystallized intelligence and their dependence on parents’ socioeconomic status and education” *Learning and Individual Differences*, 20 (5), 544-548.

WILLIAMS, R. (2006): “Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables” *The Stata Journal* 2006, 6, Number 1, pp. 58–82.
<https://journals.sagepub.com/doi/pdf/10.1177/1536867X0600600104>

APÉNDICE

Variables utilizadas en el análisis

Encuesta de inserción laboral:

tr_sueldo: tramo salarial mensual en el que se ubican. 1: Menos de 700 euros; 2: De 700 a 999 euros; 3: De 1.000 a 1.499 euros; 4: De 1.500 a 1.999 euros; 5: De 2.000 a 2.499 euros; 6: De 2.500 a 2.999 euros; 7: De 3.000 euros en adelante.

sexo: 1 si es hombre, 2 si es mujer

disca33: 1 si cuenta con discapacidad superior al 33%; 0 en otro caso

jornada: 1 a tiempo parcial, 2 a tiempo completo

master: 1 si cursó máster, 0 si solamente graduado

unipubli: 1 si estudió en universidad pública, 0 si en privada

unidist: 1 si estudió en universidad a distancia, 0 si presencial

edad: 1 si es menor de 30 años, 2: entre 30 y 34 años, 3: 35 o más años

idiomas: (1 a 5) nº de idiomas además de la lengua materna. Si conoce más de 5 se codifica como 5

becaexcel: 1 si contó con una beca de excelencia, 0 en otro caso

estuabroad: 1 si estudió en el extranjero, 0 en otro caso

practicas: 1 si realizó prácticas, 0 en otro caso

usaestudios: 1 si usa los estudios adquiridos en el trabajo, 0 en otro caso

semueve: 1 si ha cambiado de provincia, 0 en otro caso

satisfuni: 1 si está satisfecho con la universidad donde se formó, 0 en otro caso

satisfcarrera: 1 si está satisfecho con la carrera cursada, 0 en otro caso

paratrabajar: 1 si escogió los estudios para encontrar trabajo, 0 en otro caso

madreformada: 1 si la madre cuenta con FP superior o universitaria, 0 en otro caso

padreformado: ídem padre

unipersonal: 1 si es un hogar unipersonal, 0 en otro caso

pareja: 1 si vive en pareja sin hijos, 0 en otro caso

Encuesta de estructura salarial:

lnwage: logaritmo del salario hora

mujer: 0 si es hombre, 1 si es mujer

estu: nivel de estudios alcanzado por el trabajador. 1: menos que primaria; 2: primaria; 3: primera etapa de secundaria; 4: segunda etapa secundaria; 5: FP grado superior; 6: diplomados; 7: licenciados y doctores.

tipojor: 0: a tiempo parcial, 1: tiempo completo

tipocon: 0: contrato de duración determinada; 1: contrato indefinido

control: 0: empresa del sector privado; 1: empresa del sector público

anos2: tramo de edad: 1: menor de 19 años; 2: de 20ª 29; 3: de 30 a 39; 4: de 40 a 49; 5: de 50 a 59; 6: 60 o más años.

anos22: cuadrado de *anos2*

anti: antigüedad en el puesto medida en años

horasdia: nº de horas que trabaja a diario

canarias: 1 si pertenece a la comunidad autónoma canaria, 0 en otro caso

madrid: 1 si pertenece a la comunidad autónoma de Madrid, 0 en otro caso

ocupacargo: 1: directivos, 2: profesionales y técnicos, 3: trabajadores con poca o media cualificación 4: militares 5: peones y agricultores

director: 1 si desempeña cargo directivo, 0 en otro caso

dumifinanciero: 1 si trabaja en el sector financiero, 0 en otro caso

Modelo logit ordenado:

Ordered logistic regression	Number of obs	=	35875
	LR chi2(25)	=	15377.62
	Prob > chi2	=	0.0000
Log likelihood = -52589.729	Pseudo R2	=	0.1276

tr_sueldo	Odds Ratio	Std. Err.	z	P> z	[99% Conf. Interval]
sexo	.6054797	.0120691	-25.17	0.000	.5751764 .6373795
disca33	1.028006	.1011711	0.28	0.779	.797815 1.324614
jornada	22.69052	.8052843	87.97	0.000	20.70823 24.86256
master	1.324811	.0302903	12.30	0.000	1.249042 1.405178
unipubli	.6914759	.0182142	-14.01	0.000	.6461155 .7400208
unidist	1.127019	.0430721	3.13	0.002	1.021358 1.24361
edad					
2	1.012674	.0240797	0.53	0.596	.9525097 1.076638
3	1.740814	.0497216	19.41	0.000	1.617338 1.873718
idiomas					
1	1.104139	.0548477	1.99	0.046	.9715254 1.254854
2	1.252292	.0639945	4.40	0.000	1.097841 1.428472
3	1.384256	.0811888	5.54	0.000	1.190159 1.610009
4	1.501528	.1336403	4.57	0.000	1.193902 1.888418
5	1.166181	.1700745	1.05	0.292	.8009782 1.697897
becaexcel	1.768272	.090893	11.09	0.000	1.548984 2.018604
estuabroad	1.343332	.0405772	9.77	0.000	1.242775 1.452026
practicas	.8035457	.0181637	-9.68	0.000	.758095 .8517213
usaestudios	1.666458	.0386492	22.02	0.000	1.56982 1.769046
semueve	1.131144	.024604	5.67	0.000	1.069511 1.196329
satisfuni	1.386136	.0484413	9.34	0.000	1.26681 1.516701
satisfcarrera	1.436173	.0346039	15.02	0.000	1.349749 1.528131
paratrabajar	.9044374	.0207431	-4.38	0.000	.8525543 .9594779
madreformada	1.13619	.027392	5.30	0.000	1.067779 1.208984
padreformado	1.297376	.0303203	11.14	0.000	1.22158 1.377874
unipersonal	1.78131	.0541596	18.99	0.000	1.647127 1.926424
pareja	1.700265	.0394594	22.87	0.000	1.601603 1.805005
/cut1	2.654526	.0945998			2.410853 2.898199
/cut2	4.139309	.0978883			3.887165 4.391452
/cut3	6.335989	.1029765			6.070739 6.601239
/cut4	7.997337	.1042871			7.728711 8.265963
/cut5	9.152482	.1052233			8.881445 9.423519
/cut6	9.916438	.1065497			9.641984 10.19089

Ecuación de Mincer. Regresión por MCO:

Source	SS	df	MS	Number of obs = 216726		
-----+-----				F(14,216711) =12489.66		
Model	25313.1719	14	1808.0837	Prob > F = 0.0000		
Residual	31372.4931216711		.144766501	R-squared = 0.4466		
-----+-----				Adj R-squared = 0.4465		
Total	56685.6649216725		.261555727	Root MSE = .38048		

lnwage	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[99% Conf. Interval]	
-----+-----						
mujer	-.1866174	.0017306	-107.84	0.000	-.1910751	-.1821597
estu	.091085	.0006093	149.50	0.000	.0895156	.0926544
tipojor	.2269128	.0037089	61.18	0.000	.2173591	.2364665
tipocon	.0392509	.0022696	17.29	0.000	.0334047	.0450971
control	.0907246	.0024625	36.84	0.000	.0843816	.0970675
anos2	.1842629	.0047897	38.47	0.000	.1719252	.1966005
anos22	-1.941475	.0607292	-31.97	0.000	-2.097904	-1.785045
anti	.0131649	.0001046	125.84	0.000	.0128954	.0134344
horasdia	-.0694959	.0012195	-56.99	0.000	-.0726371	-.0663547
canarias	-.0698223	.0040465	-17.26	0.000	-.0802454	-.0593992
madrid	.055755	.0022715	24.55	0.000	.0499039	.0616061
ocupacargo	-.0917144	.0012865	-71.29	0.000	-.0950282	-.0884007
director	.3570331	.0050837	70.23	0.000	.3439383	.370128
dumfinanciero	.1427713	.0042348	33.71	0.000	.1318631	.1536795
_cons	1.930457	.010997	175.54	0.000	1.902131	1.958784

Ecuación de Mincer. Regresión cuantílica:

```
.1 Quantile regression                               Number of obs =   216726
Raw sum of deviations 15835.19 (about 1.8434582)
Min sum of deviations 12667.19                     Pseudo R2      =    0.2001
```

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[99% Conf. Interval]
lnwage					
mujer	-.1391735	.0023342	-59.62	0.000	-.1451861 - .1331609
estu	.0617804	.0008218	75.18	0.000	.0596636 .0638973
tipojor	.1803428	.0050027	36.05	0.000	.1674566 .1932291
tipocon	.0416744	.0030613	13.61	0.000	.0337889 .0495598
control	.1753316	.0033214	52.79	0.000	.1667761 .1838871
anos2	.1708415	.0064605	26.44	0.000	.1542002 .1874827
anos22	-1.951783	.0819128	-23.83	0.000	-2.162779 -1.740788
anti	.0115802	.0001411	82.07	0.000	.0112167 .0119436
horasdia	-.0387173	.0016449	-23.54	0.000	-.0429542 -.0344804
canarias	-.0800577	.005458	-14.67	0.000	-.0941166 -.0659988
madrid	.0117467	.0030639	3.83	0.000	.0038547 .0196388
ocupacargo	-.0678626	.0017352	-39.11	0.000	-.0723322 -.0633929
director	.2566512	.006857	37.43	0.000	.2389886 .2743138
dumfinanciero	.1558783	.005712	27.29	0.000	.1411651 .1705915
_cons	1.478425	.014833	99.67	0.000	1.440217 1.516633

```
.25 Quantile regression                               Number of obs =   216726
Raw sum of deviations 31152.54 (about 2.0552924)
Min sum of deviations 23572.39                     Pseudo R2      =    0.2433
```

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[99% Conf. Interval]
lnwage					
mujer	-.1614601	.0019879	-81.22	0.000	-.1665806 -.1563396
estu	.0752802	.0006999	107.56	0.000	.0734775 .077083

tipojor		.1842819	.0042604	43.25	0.000	.1733077	.1952561
tipocon		.0312221	.0026071	11.98	0.000	.0245067	.0379376
control		.1467755	.0028286	51.89	0.000	.1394894	.1540615
anos2		.1794649	.0055019	32.62	0.000	.1652928	.193637
anos22		-1.996614	.0697589	-28.62	0.000	-2.176303	-1.816926
anti		.0125019	.0001202	104.04	0.000	.0121923	.0128114
horasdia		-.0434109	.0014008	-30.99	0.000	-.0470191	-.0398026
canarias		-.0769415	.0046481	-16.55	0.000	-.0889144	-.0649687
madrid		.0232993	.0026093	8.93	0.000	.0165782	.0300204
ocupacargo		-.0733974	.0014777	-49.67	0.000	-.0772038	-.0695909
director		.3149069	.0058396	53.93	0.000	.2998651	.3299488
dumfinanciero		.1592371	.0048644	32.73	0.000	.146707	.1717672
_cons		1.624778	.0126321	128.62	0.000	1.59224	1.657317

Median regression Number of obs = 216726

Raw sum of deviations 43347.76 (about 2.354301)

Min sum of deviations 31109.66 Pseudo R2 = 0.2823

lnwage		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[99% Conf. Interval]
mujer		-.1789173	.0019536	-91.58	0.000	-.1839496 - .173885
estu		.0906308	.0006878	131.77	0.000	.0888591 .0924025
tipojor		.1990096	.004187	47.53	0.000	.1882244 .2097947
tipocon		.0341544	.0025622	13.33	0.000	.0275546 .0407541
control		.1166444	.0027799	41.96	0.000	.1094839 .123805
anos2		.1820387	.0054071	33.67	0.000	.1681107 .1959667
anos22		-1.985362	.0685574	-28.96	0.000	-2.161955 -1.808768
anti		.0134985	.0001181	114.30	0.000	.0131943 .0138027
horasdia		-.0536166	.0013767	-38.95	0.000	-.0571627 -.0500705
canarias		-.0741189	.0045681	-16.23	0.000	-.0858856 -.0623523
madrid		.040219	.0025643	15.68	0.000	.0336136 .0468243
ocupacargo		-.0785616	.0014523	-54.09	0.000	-.0823025 -.0748207

director		.3816919	.005739	66.51	0.000	.3669091	.3964747
dumfinanciero		.1694953	.0047807	35.45	0.000	.1571811	.1818096
_cons		1.814284	.0124146	146.14	0.000	1.782306	1.846262

.75 Quantile regression Number of obs = 216726

Raw sum of deviations 37562.79 (about 2.7367473)

Min sum of deviations 26562.93 Pseudo R2 = 0.2928

lnwage		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[99% Conf. Interval]
mujer		-.2056067	.0024513	-83.88	0.000	-.2119209 - .1992925
estu		.1035344	.000863	119.97	0.000	.1013114 .1057574
tipojor		.2120936	.0052536	40.37	0.000	.198561 .2256262
tipocon		.0411467	.0032149	12.80	0.000	.0328657 .0494277
control		.0616199	.003488	17.67	0.000	.0526353 .0706046
anos2		.1898529	.0067846	27.98	0.000	.1723769 .2073289
anos22		-2.035274	.0860217	-23.66	0.000	-2.256853 -1.813695
anti		.0142271	.0001482	96.01	0.000	.0138454 .0146088
horasdia		-.0725089	.0017274	-41.98	0.000	-.0769583 -.0680594
canarias		-.0701037	.0057317	-12.23	0.000	-.0848678 -.0553396
madrid		.0702876	.0032176	21.84	0.000	.0619996 .0785755
ocupacargo		-.0908749	.0018222	-49.87	0.000	-.0955687 -.086181
director		.4191772	.007201	58.21	0.000	.4006286 .4377257
dumfinanciero		.1527584	.0059985	25.47	0.000	.1373072 .1682096
_cons		2.105604	.0155771	135.17	0.000	2.06548 2.145728

.9 Quantile regression Number of obs = 216726

Raw sum of deviations 22192.23 (about 3.1085372)

Min sum of deviations 15896.72 Pseudo R2 = 0.2837

lnwage		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[99% Conf. Interval]
mujer		-.2329873	.0036267	-64.24	0.000	-.2423291 -.2236456

estu		.1139833	.0012768	89.27	0.000	.1106944	.1172722
tipojor		.2374519	.0077727	30.55	0.000	.2174306	.2574731
tipocon		.0386736	.0047563	8.13	0.000	.0264221	.0509252
control		-.0008769	.0051605	-0.17	0.865	-.0141696	.0124157
anos2		.1764979	.0100376	17.58	0.000	.1506424	.2023533
anos22		-1.734075	.1272675	-13.63	0.000	-2.061898	-1.406253
anti		.0132497	.0002192	60.44	0.000	.012685	.0138144
horasdia		-.1010187	.0025556	-39.53	0.000	-.1076016	-.0944359
canarias		-.0573218	.00848	-6.76	0.000	-.079165	-.0354786
madrid		.0830816	.0047603	17.45	0.000	.0708197	.0953435
ocupacargo		-.1087986	.002696	-40.36	0.000	-.1157431	-.1018542
director		.4499391	.0106537	42.23	0.000	.4224968	.4773814
dumfinanciero		.1216949	.0088747	13.71	0.000	.0988352	.1445547
_cons		2.529811	.023046	109.77	0.000	2.470448	2.589174
