

DESCOMPOSICIÓN DEL GAP SALARIAL POR GÉNERO EN EL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL

Dueñas Fernández, Diego
Departamento de Economía
Universidad de Alcalá, Universidad Internacional de La Rioja e Instituto de Análisis Económico y Social
diego.duenas@uah.es

Iglesias Fernández, Carlos
Departamento de Economía y Dirección de Empresas
Universidad de Alcalá e Instituto de Análisis Económico y Social
carlos.iglesias@uah.es

Llorente Heras, Raquel
Departamento de Análisis Económico: Teoría Económica e Historia Económica
Universidad Autónoma de Madrid Instituto de Análisis Económico y Social
raquel.llorente@uam.es

Resumen

En este artículo se analiza el gap salarial y su descomposición entre hombres y mujeres en el mercado de trabajo español en el año 2012. Para ello se utilizan dos propuestas metodológicas: en primer lugar, la descomposición de Oaxaca y Blinder, y en segundo lugar la descomposición de Machado y Mata, considerando el sesgo de selección muestral en ambos casos. Los resultados obtenidos permiten concluir que solo el colectivo femenino presenta dicho sesgo a la hora de participar de forma activa en el mercado de trabajo. Igualmente, de los resultados se deriva que la práctica totalidad de la diferencia retributiva entre hombres y mujeres se atribuye a la discriminación salarial, produciéndose los efectos "techo de cristal" y "suelo pegajoso".

Palabras clave: Discriminación salarial, Oaxaca - Blinder, Machado - Mata, Género, Sesgo de selección.

Códigos JEL: J71, J31, J16

Abstract

In this article wage gap by gender is analyzed in Spanish labour market at 2012. For this purpose, two decompositions are used: first, Oaxaca - Blinder decomposition, and second Machada - Mata decomposition, by taking into account sample selection bias in both cases. The results obtained indicate that only female population shows selection bias when this group comes to participate actively in the labour market. Likewise, the results follows that almost all the pay gap between men and women is attributed to wage discrimination, appearing both glass ceiling and sticky floor effects.

Key words: Wage discrimination, Oaxaca - Blinder, Machado - Mata, Gender, Selection bias.

Los autores del artículo agradecen la financiación recibida del Centro de Estudios Andaluces dentro del proyecto "La segregación laboral de la mujer andaluza: indicadores, consecuencias y medidas hacia la Igualdad de Género" con código PRY055/12, dirigido por Carlos Usabiaga Ibáñez, Catedrático de Economía de la Universidad Pablo Olavide, sin la cual no hubiera sido posible realizar esta investigación. No obstante, los posibles errores y omisiones contenidos en la presente publicación solo pueden ser atribuidos a los autores. Asimismo, la opiniones y valoraciones contenidas solo son responsabilidad de los autores y no reflejan la postura del Centro de Estudios Andaluces. http://www.centrodeestudiosandaluces.es/datos/factoriaideas/IFO06_14.pdf

I. INTRODUCCIÓN.

En el ámbito de las desigualdades laborales por género existentes en el mercado de trabajo español, es probable que uno de los temas más recurrentes sea el que se refiere al gap salarial entre hombres y mujeres y a su descomposición en una parte atribuible a las diferentes características que presentan ambos colectivos y otra relacionada con la discriminación salarial.

En este sentido, son numerosos los trabajos que de forma reciente se han llevado a cabo para el mercado de trabajo español (Arulampalam, Booth y Bryan, 2007; De la Rica, Dolado y Llorens, 2008; Nicodemo, 2009; García *et al*, 2010; Pena, De Stéfanis y Fernández, 2010; Christofides, Polycarpou y Vrachimis, 2010; Carrasco, Jimeno y Ortega, 2011; Guner, Kaya y Sánchez, 2012). De todos ellos es posible extraer dos hechos estilizados: en primer lugar, la existencia de una mayor retribución para el género masculino, lo cual vendría justificado porque dicho colectivo presenta características personales y laborales que con mayor probabilidad determinan un mayor salario (al menos así sucedía hasta el año 2007); y en segundo lugar, la existencia de un trato discriminatorio en contra del colectivo femenino, es decir, a igualdad de características, una mujer, en media, recibe un salario inferior al que recibe un hombre.

La práctica totalidad de estos trabajos comparten también dos rasgos característicos en cuanto a los datos utilizados: en primer lugar, el uso de la base de datos *European Community Household Panel* (ECHP) o de su continuación desde el año 2004 en cada uno de los Estados Miembros que forman la UE-15, la *European Union Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC)¹; en segundo lugar, el rango temporal analizado, que no va más allá del año 2007 en ninguno de los casos, por lo que no es posible considerar los efectos de la recesión económica actual sobre las diferencias existentes entre las retribuciones masculina y femenina.

Teniendo en cuenta igualmente el aspecto metodológico es posible afirmar que en los trabajos enumerados existe una cuestión sobre la cual no se puede establecer un criterio homogéneo, como es la introducción o no del sesgo de selección muestral a la hora de cuantificar y explicar las diferencias salariales entre ambos géneros (Heckman, 1979). De esta forma, los trabajos de Arulampalam, Booth y Bryan (2007), De la Rica, Dolado y Llorens (2008) y Pena, De Stéfanis y Fernández (2010) no lo tienen en cuenta, al margen de aquellos que utilizan la Encuesta de Estructura Salarial (EES) ya que con esta base de datos no se plantearía esta disyuntiva, mientras que los de Nicodemo (2009), García *et al* (2010) y Christofides, Polycarpou y Vrachimis (2010) sí que incorporan el sesgo de selección muestral en sus estimaciones econométricas.

Sobre este particular sería posible afirmar que no existe un consenso unánime en la comunidad investigadora. Por ejemplo, en Hernández y Méndez (2005) se establece con claridad la necesidad de incorporar la técnica bietápica propuesta por Heckman con la finalidad de tener en cuenta la probabilidad de participar en el mercado laboral que tienen hombres y mujeres, lo cual establece que el conjunto de asalariados observados pudiera no ser una muestra representativa del conjunto de la población. En contraposición, por ejemplo en Pena, De Stéfanis y Fernández (2010) se argumenta, por un lado, que la incorporación del sesgo de selección muestral genera dificultades en la interpretación de los resultados (citando un trabajo de Neuman y Oaxaca, 2004) y, por otro, que no existen diferencias importantes en las conclusiones obtenidas al incorporar o no dicho sesgo de selección.

¹ Con la excepción de los trabajos de Carrasco, Jimeno y Ortega (2011) y de Guner, Kaya y Sánchez (2012) que utilizan la *Encuesta de Estructura Salarial*.

En el caso de los resultados obtenidos en las investigaciones enumeradas, la *praxis* suele enfocarse desde dos puntos de vista: por un lado, se utiliza la descomposición de Oaxaca y Blinder (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973) o la de Oaxaca y Ransom (Neumark, 1988; Oaxaca y Ransom, 1994)² con el fin de analizar qué porcentaje del diferencial entre los salarios medios masculino y femenino se debe a las diferencias en características y qué porcentaje se debe a la discriminación salarial; por otro, se utiliza la descomposición decílica, cuantílica o percentílica (Koenker y Bassett, 1978; Albrecht, Bjorklund y Vroman, 2003; Machado y Mata, 2005; Melly, 2006), con el fin de analizar qué porcentaje del diferencial entre los salarios masculino y femenino se debe a las diferencias en características y qué porcentaje se debe a la discriminación salarial, pero no en la media global sino en la media de cada uno de los deciles, cuantiles o percentiles establecidos. Los trabajos realizados mediante esta segunda línea metodológica concluyen que en el mercado de trabajo español existen dos efectos conocidos como *sticky floor* o "suelo pegajoso" (Nicodemo, 2009; Christofides, Polycarpou y Vrachimis, 2010) y / o *glass ceiling* o "techo de cristal" (De la Rica, Dolado y Llorens, 2008; Del Río, Gradín y Cantó, 2011), los cuales determinan la existencia de un mayor diferencial salarial en la parte baja y / o alta, respectivamente, de la distribución salarial.

Con esta situación de partida, el trabajo que aquí se presenta se llevará a cabo teniendo tres objetivos en el horizonte. En primer lugar, se determinará la existencia del posible sesgo de selección en el año 2012 para la población masculina y femenina de forma separada, con la finalidad de establecer si el *filtro de Heckman* debe ser o no incorporado a la hora de descomponer el diferencial salarial entre hombres y mujeres. En segundo lugar se procederá a calcular la descomposición del gap salarial en 2012, tanto en el salario medio (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973) como en cada uno de los percentiles (Koenker y Bassett, 1978) de las distribuciones salariales, actualizando así la cuestión de la discriminación retributiva entre hombres y mujeres. En tercer lugar se analizará la importancia que puedan tener determinadas variables laborales sobre la existencia del "suelo pegajoso" y del "techo de cristal".

Para conseguir dichos objetivos el trabajo se estructurará de la siguiente manera. En el segundo apartado se expondrán la base de datos y el análisis descriptivo. En el tercero se describe la metodología utilizada. En el cuarto apartado se analizará el sesgo de selección muestral propuesto por Heckman para los asalariados españoles. En el quinto se recogen los resultados obtenidos al descomponer el gap salarial para el conjunto de los asalariados, considerando el sesgo de selección muestral en la forma que proceda a partir de los resultados obtenidos en el apartado anterior. Finalmente, el apartado referido a las conclusiones concentrará los principales resultados.

II. BASE DE DATOS Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO.

Desde los trabajos seminales de Gary Becker (1957) la diferencia salarial entre hombres y mujeres se ha venido explicando de dos formas diferentes: por un lado, la Teoría del Capital Humano que basa esta diferencia en las diferentes productividades que presentan hombres y mujeres, mayor en el caso de los primeros que en el de las segundas, tomando el gap salarial de esta forma un sentido de eficiencia; por otro, las teorías que sostienen la existencia de una discriminación del colectivo femenino dentro del mercado de trabajo y en las oportunidades laborales, por lo que desde esta perspectiva el gap salarial tendría un carácter de ineficiencia.

² La diferencia básica entre ambos consiste en considerar como discriminada a la estructura salarial masculina o femenina (en Oaxaca - Blinder), o considerar como discriminada una estructura salarial estimada a partir de una ecuación salarial conjunta para hombres y mujeres (en Neumark y Oaxaca - Ransom).

Desde los años setenta y más concretamente a partir de las aportaciones metodológicas de investigadores como R. Oaxaca, A. Blinder, R. Koenker y G. Basset, el análisis del gap salarial entre hombres y mujeres no ha dejado de ser un tema en continuo desarrollo dentro del ámbito de la Economía Laboral. Todos los trabajos que se han llevado a cabo en esta línea de investigación coinciden en constatar que el gap salarial no solo se explica por las diferencias en las características de hombres y mujeres, sino que también existe una parte residual de mayor o menor cuantía que queda inexplicada por estas características y que vendría a materializar la discriminación laboral y salarial que experimenta el colectivo femenino.

La base de datos utilizada es la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV o EU - SILC) de corte transversal proporcionada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) en el año 2012, que es la prolongación nacional de la ECHP realizada a nivel europeo entre los años 1994 y 2001, la cual ha sido ampliamente utilizada a la hora de analizar las diferencias salariales entre hombres y mujeres (en Hidalgo, Pérez y Calderón, 2007 se puede ver una amplia enumeración de estos trabajos). La ECV presenta algunas ventajas con respecto a otras fuentes estadísticas como son, entre otras, la inclusión de datos salariales (en relación a la Encuesta de Población Activa) o la incorporación de determinadas variables personales como por ejemplo la presencia de hijos en el hogar y su número (en relación a la Encuesta de Estructura Salarial).

En la tabla 1 se recoge un análisis descriptivo de la información disponible en esta encuesta. Como características personales referidas a los asalariados se incluyen el estado civil, la nacionalidad, el nivel de estudios y la presencia en el hogar de hijos económicamente dependientes³, todas ellas como variables categóricas, la edad y su cuadrado y la experiencia laboral y su cuadrado como variables continuas. En cuanto a las características laborales se consideran las que se refieren al tipo de ocupación y de actividad, el tamaño del centro de trabajo en cuanto al número de empleados, el tipo de contrato y la labor de supervisión y / o coordinación en el puesto de trabajo.

Igualmente en dicha tabla y como primera aproximación a la desigualdad salarial entre hombres y mujeres se ha añadido el salario medio para cada género, resultando ser de 12,09 euros por hora para el colectivo masculino y de 10,70 euros por hora para el femenino, es decir, un 11,5 por ciento inferior⁴.

TABLA 1: DESCRIPTIVO POR GÉNERO. (FUENTE: ECV 2012).

	Hombres	Mujeres
ASALARIADOS	4425	4098
ESTADO CIVIL		
Casado o pareja de hecho	3178	2683
Resto	1247	1415
NACIONALIDAD		
Español	4162	3850
Resto	263	248
NIVEL DE ESTUDIOS		

³ Se consideran hijos económicamente dependientes a aquellos menores de 18 años, y los que tienen 18 y más años pero menos de 25 y son económicamente inactivos.

⁴ Este dato está en línea con los obtenidos en otros trabajos realizados con anterioridad. Por ejemplo, en Guner, Kaya y Sánchez (2012) el gap salarial se ha reducido del 25,7 por ciento en 1995 al 12,8 por ciento en 2006; en Amuedo - Dorantes y De La Rica (2006) la reducción va desde un 24 por ciento a un 14 por ciento entre 1995 y 2002.

Sin estudios	27	8
Primaria	496	329
Secundaria 1ª etapa	1213	842
Secundaria 2ª etapa	1040	953
FP e inserción laboral	13	22
Superiores	1636	1944
TAMAÑO ESTABLECIMIENTO		
De 1 a 10 trabajadores	1326	1476
De 11 a 20 trabajadores	627	501
De 21 a 49 trabajadores	821	798
50 trabajadores o más	1651	1323
CONTRATO		
Temporal	825	883
Indefinido	3600	3215
SUPERVISIÓN		
Sí	1177	650
No	3248	3448
HIJOS		
Sin hijos	2031	1847
Un hijo	759	868
Dos hijos	1480	1257
Tres o más hijos	154	125
OCUPACIONES		
Ejecutivos y directivos	143	38
Profesionales	646	940
Técnicos	573	490
Empleados de oficina	436	861
Trabajadores de los servicios	609	919
Trabajadores de la agricultura	114	14
Trabajadores de la manufactura	908	114
Operarios	600	63
Ocupaciones elementales	396	659
ACTIVIDADES		
Agricultura, ganadería y asimilados	170	62
Industria	1170	381
Construcción	432	43
Comercio	479	565
Hostelería	208	297
Transporte, almacenamiento, información y comunicaciones	485	195
Actividades financieras	167	145
Servicios sociales	1159	1984
Otros servicios	155	426
SALARIO HORA (EUROS)	12,09	10,70

III. METODOLOGÍA.

La metodología que se va a desarrollar consiste en descomponer la diferencia salarial entre hombres y mujeres en una parte atribuible a las diferentes características personales y laborales de cada género y en otra no explicada por estas características. Dicha metodología presenta dos variantes, en función del punto de la distribución salarial en el que se realice la descomposición: el salario - hora medio de toda la distribución (descomposición de Oaxaca y Blinder) y el salario - hora medio de cada percentil de dicha distribución (descomposición de Machado y Mata).

A. Descomposición de Oaxaca y Blinder.

En cuanto a la metodología utilizada en este primer tipo de descomposición, el primer paso consiste en estimar ecuaciones salariales mincerianas por mínimos cuadrados ordinarios de forma independiente para hombres y para mujeres, de acuerdo con las siguientes expresiones:

$$\text{Ln}(W_H) = \beta_H X_H + u_H \quad (1)$$

$$\text{Ln}(W_M) = \beta_M X_M + u_M \quad (2)$$

donde W_H y W_M representan el salario - hora de hombres y mujeres, respectivamente, X_H y X_M es el conjunto de variables latentes para cada género, β_H y β_M son los coeficientes a estimar, y u_H y u_M los términos de error, con $E(u_i) = 0$. Una vez que se han establecido las ecuaciones de salarios para cada uno de los géneros, y definiendo $\overline{\text{Ln}(W_H)}$ como \bar{Y}_H y $\overline{\text{Ln}(W_M)}$ como \bar{Y}_M , se procede a obtener la descomposición del gap salarial siguiendo la metodología de Oaxaca (1973) y Blinder (1973):

$$\bar{Y}_H - \bar{Y}_M = (\bar{X}_H - \bar{X}_M) \beta_H + \bar{X}_M (\beta_H - \beta_M) + (\bar{X}_H - \bar{X}_M) (\beta_H - \beta_M) = A + B + C \quad (3)$$

La explicación que tiene cada uno de los 3 componentes es la siguiente (Jann, 2008):

- A es el componente explicado que se debe a las diferencias en las características que presenta cada uno de los grupos analizados: "the endowments effect"
- B es el componente que recoge la parte de las diferencias salariales motivada por los distintos coeficientes de ambos grupos: "the coefficients effect"
- C es el componente que recoge la interacción de los dos efectos anteriores. Ambos componentes B y C se consideran como discriminación salarial.

Si se desea incorporar el sesgo de selección muestral, de forma previa a la estimación de las ecuaciones salariales (1) y (2) se debe realizar una regresión sobre la probabilidad de ser seleccionado en la muestra, utilizando un modelo *probit*, de la cual se pueda extraer la variable λ (*Lambda*) conocida en la literatura como "la inversa del ratio de Mills" y que vendría definida por la expresión:

$$\lambda_i = \frac{\Psi(-Z_i \delta_i)}{\phi(-Z_i \delta_i)} \quad i = (H, M)$$

donde Z_i es un vector de características que determinan la probabilidad que tienen hombres y mujeres de participar en el mercado de trabajo, δ_i es el vector de parámetros estimados según el modelo *probit* realizado, y $\Psi(\bullet)$ y $\phi(\bullet)$ son, respectivamente, las funciones de densidad y distribución de una normal estándar. Si λ es significativamente distinta de cero indicará que la muestra compuesta únicamente por asalariados no es apropiada para estimar las diferencias salariales entre los colectivos masculino y femenino entendidos estos como conjunto poblacional.

De esta forma, las ecuaciones (1) y (2) deberán ser sustituidas por las siguientes ecuaciones (4) y (5):

$$\ln(W_H) = \beta_H X_H + \sigma_H \hat{\lambda}_H + u_H \quad (4)$$

$$\ln(W_M) = \beta_M X_M + \sigma_M \hat{\lambda}_M + u_M \quad (5)$$

donde $\hat{\lambda}_H$ y $\hat{\lambda}_M$ son la inversa del ratio de Mills masculina y femenina, respectivamente, y σ_H y σ_M son las covarianzas entre los factores inobservables que afectan a la participación laboral y aquellos que influyen en el salario.

También se vería modificada la ecuación (3), que incluiría un nuevo componente para tener en cuenta el sesgo de selección muestral en la descomposición salarial, y que quedaría determinada mediante la ecuación (6):

$$\begin{aligned} \bar{Y}_H - \bar{Y}_M &= (\bar{X}_H - \bar{X}_M) \beta_H + \bar{X}_M (\beta_H - \beta_M) + \\ &+ (\bar{X}_H - \bar{X}_M) (\beta_H - \beta_M) + (\hat{\sigma}_H \hat{\lambda}_H - \hat{\sigma}_M \hat{\lambda}_M) \end{aligned} \quad (6)$$

siendo $(\hat{\sigma}_H \hat{\lambda}_H - \hat{\sigma}_M \hat{\lambda}_M)$ el componente que corrige el gap salarial mediante las distintas probabilidades que existen en uno y otro género de participar en el mercado de trabajo.

B. Descomposición de Machado y Mata.

La segunda parte metodológica se basa en aplicar la descomposición salarial a lo largo de toda la distribución retributiva, obteniendo la diferencia total, la diferencia en características ("endowments effect") y la diferencia en coeficientes ("coefficients effect") en cada uno de los 100 percentiles que dividen dicha distribución. Para ello se aplica el marco teórico proporcionado en Machado y Mata (2005) y Melly (2006)⁵.

Para poder aplicar la descomposición Oaxaca y Blinder en cada uno de los percentiles deben realizarse las correspondientes regresiones salariales masculinas y femeninas:

$$P_\theta(\bar{Y}_H) = P_\theta[\bar{X}_H \beta_H(\theta)] + u_H \quad (7)$$

$$P_\theta(\bar{Y}_M) = P_\theta[\bar{X}_M \beta_M(\theta)] + u_M \quad (8)$$

donde P_θ es la función percentil, X_i es el conjunto de variables explicativas que determinan los salarios de hombres y mujeres y $\beta_i(\theta)$ es un vector desconocido de parámetros que pueden estimarse en cada percentil de la distribución.

A partir de estas ecuaciones y siguiendo la estructura definida en (3), la descomposición del gap salarial se podría plantear como:

$$\begin{aligned} P_\theta(\bar{Y}_H) - P_\theta(\bar{Y}_M) &= [P_\theta[\bar{X}_H \beta_H(\theta)] - P_\theta[\bar{X}_M \beta_H(\theta)]] + \\ &+ [P_\theta[\bar{X}_M \beta_H(\theta)] - P_\theta[\bar{X}_M \beta_M(\theta)]] \end{aligned} \quad (9)$$

En (9) los dos sumandos presentados son semejantes a los sumandos A y B obtenidos en (3).

⁵ En Melly (2006) se propone un estimador alternativo al de Machado y Mata (MM), más eficiente y más sencillo de calcular. Este estimador es numéricamente idéntico al MM cuando el número de simulaciones realizadas en MM tiende a infinito.

Desde un punto de vista empírico, la descomposición de MM se realiza mediante la obtención de la distribución salarial contrafactual $P_{\theta} [\bar{X}_M \beta_H (\theta)]$, a través de los siguientes pasos⁶:

(a) Se simulan n realizaciones de los percentiles p originados en una distribución uniforme $U(0,1)$, estimando n coeficientes mediante los datos correspondientes al género masculino.

(b) Se realiza un muestreo aleatorio y con reemplazo del conjunto de características pertenecientes a n mujeres.

(c) Se multiplican las características obtenidas en (b) por los coeficientes obtenidos en (a), obteniendo así la distribución salarial contrafactual, es decir, la distribución de salarios que tendrían las mujeres si sus características (\bar{X}_M) fueran remuneradas como se remuneran las características de los hombres (β_H).

(d) Por último se realizan k repeticiones de los pasos anteriores con el fin de obtener los intervalos de confianza del "endowments effect" y del "coefficients effect".

IV. LAS REGRESIONES SALARIALES: EL SESGO DE SELECCIÓN MUESTRAL.

La tabla 2 muestra la regresión salarial estimada para hombres y para mujeres de forma independiente en el año 2012. Esta regresión se compone de dos cuerpos. En primer lugar, el que determina la influencia de cada variable independiente sobre el logaritmo neperiano del salario hora. En segundo lugar, una regresión adicional sobre la probabilidad de participar o no participar en el mercado laboral que tiene cada género en función de determinadas variables personales, entre las cuales debe incluirse al menos una que no forme parte de la regresión salarial. En este caso, se ha elegido la variable "número de hijos" ya que ésta podría determinar en mayor medida la probabilidad de participar o no en el mercado laboral, al estar relacionadas directamente las variables "tenencia de hijos" y "producción doméstica", aumentando así el salario de reserva.

TABLA 2: REGRESIÓN SALARIAL CON SESGO DE SELECCIÓN MUESTRAL PARA HOMBRES Y PARA MUJERES. (FUENTE: ECV 2012).

2012 - HOMBRES					2012 - MUJERES				
Nº de observaciones	6976				Nº de observaciones	8236			
Censuradas	2441				Censuradas	4118			
No censuradas	4535				No censuradas	4118			
Log pseudolikelihood	-3839,268				Log pseudolikelihood	-4795,065			
	Error estándar					Error estándar			
	Coeficiente	robusto	z	P>z		Coeficiente	robusto	z	P>z
LNWH	LNWH								
Edad	-0,031	0,023	-1,37	0,169	Edad	0,033	0,008	3,91	0,000**
Edad2	0,000	0,000	1,67	0,095*	Edad2	0,000	0,000	-3,45	0,001**
Casado	0,031	0,030	1,05	0,294	Casado	0,020	0,014	1,44	0,149

⁶ El paquete *rqdeco* no incorpora el sesgo de selección en la descomposición salarial que realiza. Para solucionar este problema y que la descomposición cuantílica incluya la inversa del ratio de Mills, se ha procedido de la siguiente manera: En primer lugar se calcula el sesgo de selección para hombres y mujeres de forma separada creando de esta forma una variable *proxi* que indica la probabilidad que tiene cada individuo de participar en el mercado laboral; en segundo lugar, dicha variable es añadida como un regresor más a la descomposición de la diferencia salarial entre hombres y mujeres, midiendo el efecto del sesgo de selección debido a la falta de observaciones de los salarios de los individuos que no participan en el mercado laboral (Heckman, 1979).

I + G 2014. Aportaciones a la Investigación sobre Mujeres y Género

Español	0,101	0,024	4,25	0,000**	Español	0,110	0,024	4,52	0,000**
Primaria	0,126	0,103	1,23	0,220	Primaria	0,081	0,120	0,67	0,502
Secundaria 1ª etapa	0,149	0,116	1,29	0,197	Secundaria 1ª etapa	0,143	0,123	1,16	0,246
Secundaria 2ª etapa	0,231	0,114	2,02	0,043**	Secundaria 2ª etapa	0,205	0,126	1,62	0,104
FP e inserción laboral	0,300	0,158	1,9	0,058*	FP e inserción laboral	0,334	0,142	2,36	0,019**
Superiores	0,287	0,129	2,22	0,027**	Superiores	0,376	0,131	2,87	0,004**
Experiencia	0,013	0,003	4,6	0,000**	Experiencia	0,012	0,002	5,03	0,000**
Experiencia2	0,000	0,000	-5,09	0,000**	Experiencia2	0,000	0,000	-3,24	0,001**
De 11 a 20	0,021	0,016	1,33	0,182	De 11 a 20	0,067	0,015	4,33	0,000**
De 21 a 49	0,043	0,018	2,39	0,017**	De 21 a 49	0,100	0,014	7,2	0,000**
50 o más	0,158	0,013	12,16	0,000**	50 o más	0,130	0,013	10,27	0,000**
Temporal	-0,127	0,016	-7,83	0,000**	Temporal	-0,102	0,013	-7,73	0,000**
Supervision	0,132	0,012	10,75	0,000**	Supervision	0,135	0,014	9,88	0,000**
Profesionales	0,086	0,026	3,32	0,001**	Profesionales	0,154	0,047	3,27	0,001**
Técnicos	-0,144	0,028	-5,1	0,000**	Técnicos	-0,145	0,048	-3,03	0,002**
Empleados de oficina	-0,196	0,026	-7,41	0,000**	Empleados de oficina	-0,171	0,047	-3,66	0,000**
Trabajadores de los servicios	-0,228	0,027	-8,46	0,000**	Trabajadores de los servicios	-0,276	0,048	-5,76	0,000**
Trabajadores de la agricultura	-0,308	0,039	-7,99	0,000**	Trabajadores de la agricultura	-0,276	0,092	-3	0,003**
Trabajadores de la manufactura	-0,240	0,026	-9,37	0,000**	Trabajadores de la manufactura	-0,325	0,055	-5,93	0,000**
Operarios	-0,219	0,027	-8,15	0,000**	Operarios	-0,242	0,061	-4	0,000**
Ocupaciones elementales	-0,346	0,027	-12,8	0,000**	Ocupaciones elementales	-0,333	0,048	-6,89	0,000**
Industria	0,174	0,030	5,83	0,000**	Industria	0,169	0,040	4,26	0,000**
Construcción	0,162	0,031	5,3	0,000**	Construcción	0,211	0,058	3,62	0,000**
Comercio	0,104	0,031	3,39	0,001**	Comercio	0,138	0,039	3,51	0,000**
Hostelería	0,070	0,035	2,02	0,043**	Hostelería	0,181	0,040	4,47	0,000**
Transp., almac., info. y comunic.	0,132	0,030	4,34	0,000**	Transp., almac., info. y comunic.	0,163	0,044	3,73	0,000**
Actividades financieras e inmobiliarias	0,398	0,043	9,31	0,000**	Actividades financieras e inmobiliarias	0,303	0,048	6,34	0,000**
Servicios sociales	0,203	0,029	6,93	0,000**	Servicios sociales	0,200	0,037	5,42	0,000**
Otros servicios	0,049	0,037	1,31	0,191	Otros servicios	0,090	0,040	2,26	0,024**
Constante	2,374	0,589	4,03	0,000**	Constante	0,894	0,262	3,42	0,001**
PARTICIPA					PARTICIPA				
Edad	0,416	0,012	35,2	0,000**	Edad	0,354	0,009	38,08	0,000**
Edad2	-0,005	0,000	-33,63	0,000**	Edad2	-0,004	0,000	-38,35	0,000**
Casado	0,803	0,091	8,78	0,000**	Casado	-0,313	0,043	-7,22	0,000**

Español	-0,080	0,107	-0,75	0,454	Español	0,074	0,074	1	0,318
Primaria	0,834	0,182	4,58	0,000**	Primaria	1,186	0,215	5,52	0,000**
Secundaria 1ª et.	1,230	0,180	6,84	0,000**	Secundaria 1ª et.	1,565	0,212	7,37	0,000**
Secundaria 2ª et.	1,161	0,179	6,49	0,000**	Secundaria 2ª et.	1,799	0,212	8,47	0,000**
FP e inserción laboral	1,242	0,417	2,98	0,003**	FP e inserción laboral	2,294	0,333	6,88	0,000**
Superiores	1,578	0,178	8,85	0,000**	Superiores	2,409	0,212	11,36	0,000**
1 hijo	-0,361	0,080	-4,49	0,000**	1 hijo	-0,274	0,047	-5,84	0,000**
2 hijos	-0,223	0,059	-3,78	0,000**	2 hijos	-0,436	0,043	-10,2	0,000**
3 o + hijos	-0,562	0,128	-4,38	0,000**	3 o + hijos	-0,853	0,084	-10,15	0,000**
Constante	-8,054	0,306	-26,29	0,000**	Constante	-7,878	0,289	-27,22	0,000**
Lambda	-0,165	0,117	-0,394	0,064	Lambda	0,113	0,038	0,039	0,188
Wald test of indep. eqns (rho=0): chi2(1)=1,88					Wald test of indep. eqns (rho=0): chi2(1)=8,45				
Prob>chi2=0,1708					Prob>chi2=0,0037				
Wald chi2(32)=4221,46					Wald chi2(32)=4505,12				
Prob>chi2=0,000					Prob>chi2=0,000				

** Significativo bajo una probabilidad del 95 por ciento

* Significativo bajo una probabilidad del 90 por ciento

De esta segunda parte será destacable el valor del parámetro *lambda* que establece la existencia del sesgo de selección muestral. Para comprobar si este parámetro es significativamente distinto de cero debe observarse el intervalo de confianza asociado a dicho parámetro, el cual indicará que existe sesgo de selección muestral siempre que el valor cero no pertenezca a este intervalo.

Los resultados derivados de la tabla 2 se concretan en los siguientes tres apartados:

1) De la parte referida a las ecuaciones salariales se pueden destacar los siguientes aspectos, todos ellos conocidos a priori desde un punto de vista intuitivo:

- Tener estudios superiores o de Formación Profesional está asociado con la obtención de un mayor salario, con mayor probabilidad en el caso del colectivo femenino.
- Lo mismo sucede si el trabajador se encuentra en un centro de trabajo con 50 o más empleados, pero en este caso con mayor probabilidad para el colectivo masculino.
- Tener un contrato fijo está vinculado a una mayor retribución, con mayor fuerza en el caso de los hombres que en el de las mujeres.
- Algo similar ocurre con la realización de tareas de supervisión o coordinación, siendo el coeficiente femenino ligeramente superior al masculino.
- Estar ocupado como profesional implica recibir un mayor salario, con una relación más sólida para las mujeres.
- Lo mismo ocurre para los asalariados que trabajan en actividades financieras e inmobiliarias, en este caso con un coeficiente mayor para los hombres que para las mujeres.
- Para ambos géneros, la experiencia y la nacionalidad española favorece el hecho de percibir una mayor retribución, no así la edad que para el colectivo masculino presenta un coeficiente negativo y no significativo.

2) Más destacables son los resultados que se derivan de la probabilidad de participar o no en el mercado laboral para cada uno de los colectivos, a saber:

- El hecho de tener hijos afecta negativamente a la actividad tanto a hombres como a mujeres, si bien en mayor medida sobre el colectivo femenino en el caso de tener dos o más hijos, y en mayor medida sobre el colectivo masculino cuando solo hay un hijo en el hogar.
- También es importante subrayar que el hecho de vivir en pareja condiciona de forma distinta a ambos géneros a la hora de participar o no en el mercado laboral: para los hombres la relación es fuertemente positiva, mientras que para las mujeres resulta negativa.
- En el caso de tener estudios superiores, el coeficiente es positivo pero lo es más para las mujeres que para los hombres.

3) Además de estos resultados, el fin de realizar estos modelos econométricos estaba basado en conocer si hombres y mujeres presentan sesgo de selección muestral. A la vista de los resultados obtenidos, el parámetro que indica la existencia de sesgo de selección (λ) para el colectivo masculino es significativamente igual a cero, mientras que para el colectivo femenino ocurre todo lo contrario, es decir, es significativamente distinto de cero. Por tanto, los hombres no presentan sesgo de selección muestral y las mujeres sí, por lo que la muestra analizada del colectivo masculino es representativa del conjunto de hombres mientras que la muestra del colectivo femenino no es representativa del conjunto de mujeres.

Esto implica que los resultados derivados de la descomposición de la diferencia salarial masculina y femenina en una parte atribuible a características y en otra atribuible a discriminación salarial no puedan ser extrapolables al conjunto de la población si no se aplica el *filtro de Heckman*, ya que uno de los dos colectivos analizados, el femenino en este caso, no es representativo del conjunto de mujeres.

Por otro lado, si se aplica este filtro también sobre la población masculina cuando ésta no presenta sesgo de selección se estaría estimando inadecuadamente la descomposición de la diferencia salarial. Para solucionar esta cuestión los autores consideran conveniente seguir una estrategia dual a la hora de incluir o no el *filtro de Heckman* en la descomposición salarial, es decir, incorporar dicho filtro únicamente sobre aquella parte de la población que presenta sesgo de selección - el colectivo femenino -, y considerar al otro grupo - el de los hombres - como una muestra aleatoria representativa de la población masculina.

V. LA DISCRIMINACIÓN SALARIAL.

En este último apartado se muestran los resultados derivados de aplicar las descomposiciones del gap salarial entre ambos géneros presentadas en el capítulo referido a la metodología, es decir, en la media de la distribución mediante la descomposición de Oaxaca y Blinder, y en cada uno de los percentiles de dicha distribución mediante la descomposición de Machado y Mata.

A. En la media de la distribución salarial.

La tabla 3 muestra los resultados obtenidos al descomponer el gap en el valor medio de las distribuciones salariales de hombres y mujeres, sin considerar el sesgo de selección muestral para los primeros y considerándolo para las segundas. En el año 2012 se observa que un 104,22 por ciento del gap salarial está referido a la parte no explicada (coeficientes más interacción), es decir, a la discriminación salarial, por lo que, pese a que el salario femenino es menor, las características de las mujeres las deberían hacer más proclives a percibir una mayor remuneración que la que perciben sus compañeros varones.

Es importante añadir que solo la diferencia en las retribuciones de las características (coeficientes) tiene total significatividad, no así la diferencia en las propias características de los individuos (dotaciones).

TABLA 3: DESCOMPOSICIÓN DE OAXACA Y BLINDER PARA EL DIFERENCIAL DE SALARIOS ENTRE AMBOS GÉNEROS. (FUENTE: ECV 2012).

AÑO 2012					
	Valores monetarios (Euros)	Error estándar robusto	Probabilidad	%	Discriminación
Hombres	10,944	0,009	0,000**		
Mujeres	9,327	0,025	0,000**		
Diferencia	1,617	0,027	0,000**		
Descomposición					
Dotaciones	-0,068	0,015	0,65	-4,22%	
Coefficientes	1,542	0,026	0,000**	95,35%	104,22%
Interacción	0,144	0,013	0,291	8,88%	

** Significativo bajo una probabilidad del 95 por ciento

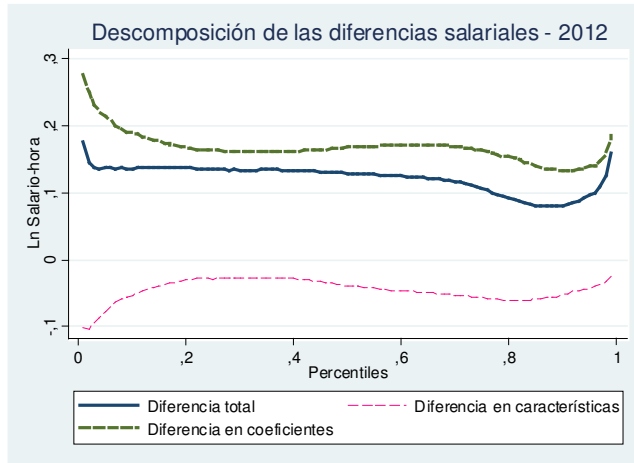
B. En cada percentil de la distribución salarial.

En la figura 1 se presentan los resultados obtenidos al realizar la descomposición de Machado y Mata del gap salarial entre hombres y mujeres. La línea referida a las diferencias en características se mantiene por debajo de cero en todos los percentiles, lo cuál ya se podía intuir a partir de los resultados obtenidos en la descomposición Oaxaca y Blinder. Esto significa que a lo largo de toda la distribución salarial y no solo en la media, las mujeres tienen características personales y laborales por las cuales deberían recibir una mayor retribución que sus compañeros varones.

Sin embargo, esto no sucede ya que la línea correspondiente a las diferencias salariales entre ambos géneros se mantiene constantemente en terreno positivo, indicando de esta forma que los hombres perciben un salario mayor que las mujeres. Si algo así ocurre, se debe a que las diferencias en la retribución de las características favorecen al colectivo masculino en todo el periodo analizado y a lo largo de toda la distribución salarial, superando a la línea correspondiente al gap salarial. La evolución de estas dos últimas líneas - la correspondiente a la diferencia salarial y a la diferencia en el retorno de las características - determina la presencia de lo que en la literatura se conoce como "suelo pegajoso" y "techo de cristal", es decir, respectivamente un mayor gap retributivo en la parte más baja y más alta de la distribución salarial.

Como indica la figura 1, ambos efectos, posiblemente el primero de ellos con mayor importancia, están presentes en el mercado de trabajo español en el año 2012. En los dos apartados siguientes se expondrá la posible relación que puedan tener con la tasa de actividad femenina y con la labor de supervisión y /o coordinación en el puesto de trabajo.

FIGURA 1: DESCOMPOSICIÓN CUANTÍLICA DE MACHADO Y MATA PARA EL DIFERENCIAL DE SALARIOS ENTRE AMBOS GÉNEROS. (FUENTE: ECV 2012).

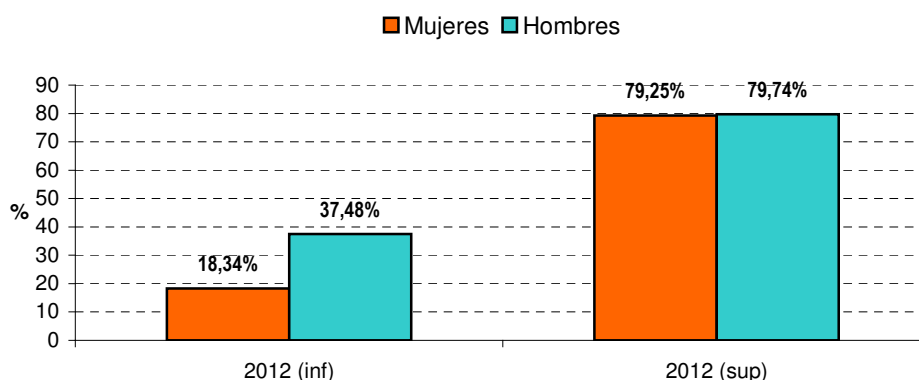


C. El "suelo pegajoso" y la tasa de actividad femenina.

Es posible que los motivos por los cuales tanto el gap como la discriminación salarial aumentan en la parte baja de la distribución sean múltiples y de distinta naturaleza. Entre ellos, es factible que la tasa de actividad femenina pueda aportar algún tipo de información que ayude a comprender esta desigualdad salarial.

La figura 2 muestra las tasas de actividad para hombres y para mujeres, distinguiendo por su nivel educativo, tomando ésta como una variable *proxi* del salario percibido, es decir, cuanto menor es el nivel educativo menor es la retribución que un trabajador percibe. Se observa que las mujeres con un nivel educativo inferior (sin estudios o estudios primarios) tienen una tasa de actividad del 18,34 por ciento, muy inferior a la tasa de actividad de sus compañeros varones con el mismo nivel educativo (37,48 por ciento) y tremendamente inferior a la de las mujeres con educación superior (79,25 por ciento).

FIGURA 2: TASA DE ACTIVIDAD MASCULINA Y FEMENINA PARA NIVELES DE ESTUDIOS INFERIOR Y SUPERIOR. (FUENTE: ECV 2012).



Una menor tasa de actividad podría estar asociada a episodios de interrupción laboral, los cuales deprecian el capital humano y la experiencia de la mujer trabajadora, deteriorando la productividad femenina. Estos hechos estarían justificando la percepción de un salario menor para el colectivo femenino en la parte baja de la distribución, no en términos de discriminación sino como parte de la solución de equilibrio en la contratación de mano de obra, al retribuir en menor medida a aquellos trabajadores que presentan un menor nivel de productividad.

D. El "techo de cristal" y la variable Supervisión.

A partir de los resultados obtenidos en la Figura 1 y considerando la tradicional dificultad que han tenido y tienen las mujeres en el mercado de trabajo español a la hora de acceder a puestos de responsabilidad dentro del entramado empresarial (Instituto de la Mujer, 2009), los autores consideran que la "Supervisión" puede actuar como una variable *proxí* de esta problemática. En concreto, se trata de contrastar dos hipótesis que sustenten, respectivamente, el incremento del gap y la discriminación salarial en la parte más alta de la distribución:

- H1: Las mujeres asalariadas realizan tareas de supervisión y / o coordinación en la misma medida que los hombres asalariados.
- H2: Las mujeres asalariadas obtienen la misma remuneración que los hombres asalariados cuando se realizan tareas de supervisión y / o coordinación.

Para responder a H1 se realiza un contraste en el que la hipótesis nula supone que el porcentaje de hombres que realiza tareas de supervisión y / o coordinación es similar al porcentaje de mujeres, o dicho de otra forma, que la diferencia de ambas proporciones es igual a cero. La hipótesis alternativa queda determinada cuando la diferencia de proporciones es distinta de cero, ya sea negativa o positiva.

Los resultados del contraste realizado para el año 2012 se presentan en la tabla 4. En dicha tabla se puede observar con total nitidez cómo la proporción femenina es menor que la masculina ya que el intervalo de confianza al 95 por ciento extraído del contraste no contiene el valor cero. Por tanto, H1 quedaría rechazada, es decir, no se puede aceptar que las mujeres asalariadas en 2012 realicen tareas de supervisión y / o coordinación en igual medida que los hombres asalariados.

TABLA 4: TEST DE IGUALDAD DE PROPORCIONES DE HOMBRES Y MUJERES ASALARIADOS QUE REALIZAN TAREAS DE SUPERVISIÓN Y / O COORDINACIÓN. (FUENTE: ECV 2012).

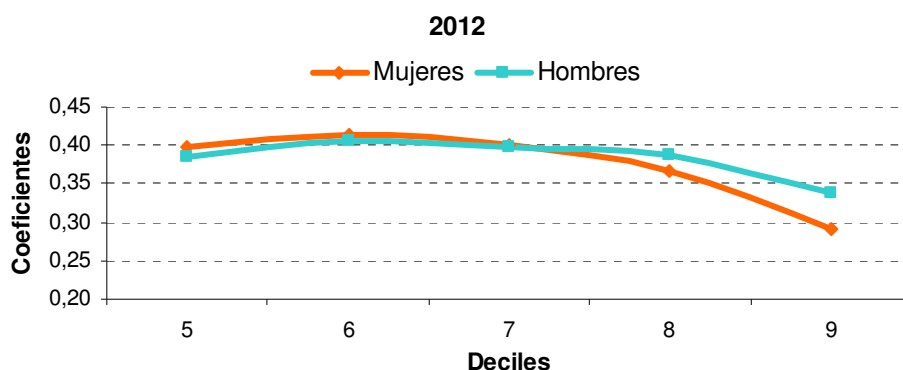
	2012				
	Media	Error estándar	z	P>z	Intervalo de confianza (95%)
Mujer	0,154	0,005			0,143 0,164
Hombre	0,254	0,006			0,242 0,266
Diferencia	-0,100	0,008			-0,116 -0,084
	Prop(mujer) - Prop(hombre)		-11,990	0,000**	

** Significativo bajo una probabilidad del 95 por ciento

Para contrastar H2, se han realizado regresiones para cada sexo en cada uno de los cinco últimos deciles de la distribución, tomando el logaritmo neperiano del salario hora como variable dependiente únicamente⁷ de la variable "Supervisión". Los coeficientes obtenidos en dichas regresiones se presentan en la figura 3. De ellos se deduce que las mujeres reciben una retribución menor que los hombres por realizar labores de supervisión y / o coordinación en los deciles superiores de la distribución salarial, lo cual podría estar determinando el "techo de cristal" de las mujeres asalariadas.

⁷ No es trascendente para el propósito final de esta metodología el hecho de obtener un R² muy bajo al incluir en los modelos estimados una sola variable independiente. De esta manera se evitan los efectos cruzados o correlación que pueda tener la variable "Supervisión" con cualquier otra variable. Los modelos obtenidos están a disposición, previa petición a los autores.

FIGURA 3: COEFICIENTES DE LA VARIABLE "SUPERVISIÓN" PARA HOMBRES Y MUJERES ASALARIADOS. (FUENTE: ECV 2012).



Con la finalidad de contrastar si los coeficientes de la variable "Supervisión" de hombres y mujeres asalariados mostrados en la figura 3 son iguales en cada percentil, se han realizado una serie de estimaciones a través de las cuales se puede comprobar la igualdad o desigualdad de dichos coeficientes⁸. La variable "DIFERENCIA" será la que determina dicha cuestión, y tendrá signo negativo (positivo) cuando el *beta* estimado para las mujeres sea menor (mayor) que el de los hombres. Los resultados se muestran en la tabla 5⁹.

TABLA 5: TEST DE IGUALDAD DE COEFICIENTES DE HOMBRES Y MUJERES ASALARIADOS PARA LA VARIABLE "SUPERVISIÓN". (FUENTE: ECV 2012).

InWh	Coeficiente	Bootstrapping		P>t	Intervalo de confianza (95%)	
		Error estándar	t			
Decil 5						
femen	-0,105	0,016	-6,450	0,000**	-0,137	-0,073
supervision	0,385	0,019	19,830	0,000**	0,347	0,423
DIFERENCIA	0,013	0,041	0,330	0,742	-0,066	0,093
cons	2,303	0,007	314,980	0,000**	2,288	2,317
Decil 6						
femen	-0,090	0,008	-11,480	0,000**	-0,105	-0,074
supervision	0,405	0,019	21,600	0,000**	0,368	0,442
DIFERENCIA	0,009	0,027	0,340	0,734	-0,044	0,063
cons	2,392	0,006	412,690	0,000**	2,381	2,404
Decil 7						
femen	-0,071	0,013	-5,470	0,000**	-0,097	-0,046
supervision	0,397	0,012	34,210	0,000**	0,374	0,420
DIFERENCIA	0,003	0,025	0,120	0,904	-0,047	0,053

⁸ La metodología aplicada en estos contrastes se puede consultar en el siguiente sitio web: <http://www.ats.ucla.edu/stat/stata/faq/compreg2.htm>

⁹ La variable "femen" es una variable *dummy* que toma el valor 1 para las mujeres y 0 para los hombres.

cons	2,517	0,007	363,700	0,000**	2,504	2,531
Bootstrapping Error						
InWh	Coeficiente	estándar	t	P>t	Intervalo de confianza (95%)	
Decil 8						
femen	-0,048	0,024	-1,990	0,046**	-0,096	-0,001
supervision	0,386	0,020	19,120	0,000**	0,347	0,426
DIFERENCIA	-0,020	0,038	-0,520	0,604	-0,095	0,055
cons	2,662	0,014	195,280	0,000**	2,635	2,688
Bootstrapping Error						
InWh	Coeficiente	estándar	t	P>t	Intervalo de confianza (95%)	
Decil 9						
femen	-0,018	0,015	-1,230	0,220	-0,047	0,011
supervision	0,339	0,019	18,020	0,000**	0,302	0,376
DIFERENCIA	-0,048	0,031	-1,560	0,119	-0,108	0,012
cons	2,880	0,014	201,130	0,000**	2,852	2,908

** Significativo bajo una probabilidad del 95 por ciento

En el año 2012 los dos últimos deciles presentan un coeficiente negativo para la variable "DIFERENCIA", es decir, el hecho de supervisar o coordinar tareas de otros trabajadores tiene una retribución distinta para hombres y para mujeres, siendo favorable a los primeros, si bien ninguno de ellos presenta una significatividad suficiente como para considerar que dicha diferencia es relevante.

Sin embargo, esto que sucede en el año 2012 no es la tónica habitual si replicamos el análisis en años anteriores. La tabla 6 muestra los coeficientes de la variable "DIFERENCIA" únicamente en los deciles 8 y 9 de la distribución salarial para los años 2009, 2010 y 2011. Observamos que, excepto en el decil 8 para el año 2010, todos los coeficientes de la variable "DIFERENCIA" presentan signo negativo y significativo bajo una probabilidad del 95 por ciento.

Esto supone que H2 sería rechazada en los deciles superiores de la distribución salarial en los años 2009, 2010 y 2011 si bien en el año 2012 dicha hipótesis no se podría rechazar.

TABLA 6: TEST DE IGUALDAD DE COEFICIENTES DE HOMBRES Y MUJERES ASALARIADOS PARA LA VARIABLE "SUPERVISIÓN". DECILES 8 Y 9. (FUENTE: ECV 2009, 2010 Y 2011).

2009						
Bootstrapping Error						
InWh	Coeficiente	estándar	t	P>t	Intervalo de confianza (95%)	
Decil 8						
femen	0,010	0,022	0,470	0,640	-0,032	0,052
supervision	0,428	0,024	17,510	0,000**	0,380	0,476
DIFERENCIA	-0,081	0,040	-2,030	0,042**	-0,159	-0,003
cons	2,638	0,012	212,330	0,000**	2,614	2,663
Bootstrapping Error						
InWh	Coeficiente	estándar	t	P>t	Intervalo de confianza (95%)	
Decil 9						
femen	0,026	0,018	1,420	0,154	-0,010	0,062

supervision	0,387	0,023	16,570	0,000**	0,341	0,433
DIFERENCIA	-0,121	0,034	-3,590	0,000**	-0,186	-0,055
cons	2,877	0,015	196,170	0,000**	2,848	2,906
2010						
InWh	Coeficiente	Bootstrapping Error estándar	t	P>t	Intervalo de confianza (95%)	
Decil 8						
femen	-0,012	0,022	-0,570	0,568	-0,055	0,030
supervision	0,396	0,021	19,000	0,000**	0,355	0,436
DIFERENCIA	-0,037	0,032	-1,160	0,247	-0,099	0,025
cons	2,667	0,015	174,600	0,000**	2,637	2,697
2011						
InWh	Coeficiente	Bootstrapping Error estándar	t	P>t	Intervalo de confianza (95%)	
Decil 9						
femen	0,025	0,020	1,210	0,225	-0,015	0,064
supervision	0,367	0,023	15,880	0,000**	0,322	0,413
DIFERENCIA	-0,112	0,030	-3,690	0,000**	-0,172	-0,053
cons	2,901	0,012	234,130	0,000**	2,877	2,925
2011						
InWh	Coeficiente	Bootstrapping Error estándar	t	P>t	Intervalo de confianza (95%)	
Decil 8						
femen	-0,026	0,016	-1,670	0,095*	-0,057	0,005
supervision	0,422	0,020	21,020	0,000**	0,382	0,461
DIFERENCIA	-0,110	0,036	-3,050	0,002**	-0,180	-0,039
cons	2,660	0,011	250,090	0,000**	2,639	2,681
2011						
InWh	Coeficiente	Bootstrapping Error estándar	t	P>t	Intervalo de confianza (95%)	
Decil 9						
femen	0,008	0,023	0,340	0,736	-0,037	0,053
supervision	0,382	0,021	17,780	0,000**	0,340	0,425
DIFERENCIA	-0,145	0,045	-3,220	0,001**	-0,233	-0,057
cons	2,879	0,012	238,870	0,000**	2,856	2,903

** Significativo bajo una probabilidad del 95 por ciento

VI. CONCLUSIONES.

En 2012 las mujeres siguen percibiendo un salario inferior al que perciben los hombres, concretamente un 11,5 por ciento menor. A diferencia de lo que otras investigaciones indican que ocurría hasta 2007, este gap salarial es injustificado en su totalidad si atendemos a las características personales y laborales de los individuos, ya que éstas indican que es el colectivo femenino el que debería percibir un salario mayor. En consecuencia, el gap existente en la retribución de los asalariados queda inexplicado por las variables incluidas en los modelos econométricos realizados y / o se debe a la existencia de discriminación en contra del colectivo femenino únicamente por razón de su sexo.

Estos resultados no solo se obtienen cuando el análisis compara los salarios medios de hombres y mujeres sino también cuando se comparan ambas distribuciones salariales. En este sentido, es

constatable la existencia de un mayor gap salarial en la parte baja y alta de la distribución, lo que tradicionalmente se ha denominado como "suelo pegajoso" y "techo de cristal", respectivamente.

Además de estos importantes resultados, este trabajo ha tratado de profundizar en dos aspectos que pueden contener una parte explicativa considerable de los hechos expuestos anteriormente.

El primero de ellos, aprovechando la posibilidad que ofrece la base de datos utilizada, se refiere a la estimación de la diferente probabilidad que tienen hombres y mujeres de incorporarse al mercado de trabajo, en función de determinadas características personales. Es posible concluir que existe un patrón de comportamiento distinto para cada género ya que el colectivo masculino es proclive a participar mientras que el femenino lo es a ser inactivo. Detrás de esta conducta existen dos variables que influyen de forma distinta, como son el hecho de vivir en pareja y la existencia de hijos económicamente inactivos en el hogar. En el primer caso, las mujeres casadas o con pareja de hecho son reacias a participar en el mercado laboral, todo lo contrario en el caso de los hombres. En el segundo, la existencia de dos o más hijos aparta a ambos géneros de la actividad, si bien con más fuerza a las mujeres que a los hombres.

Este primer aspecto incorpora una importante deriva metodológica ya que hace necesaria la consideración del sesgo de selección muestral a la hora de realizar las descomposiciones media o percentílica del gap salarial: la muestra femenina de asalariadas no es representativa del conjunto poblacional de mujeres, debiéndose incorporar en dichas descomposiciones un regresor adicional que considere la probabilidad que tiene el colectivo femenino de participar en el mercado laboral. Si dicho regresor no fuera tenido en cuenta, los resultados no podrían ser extrapolables al conjunto de la población.

El segundo aspecto se refiere a la implicación de determinadas variables en la existencia del "suelo pegajoso" y del "techo de cristal", como son, respectivamente, la tasa de actividad femenina y la variable supervisión / coordinación del trabajo que realizan otros empleados de la empresa.

En cuanto a la primera de ellas, se ha demostrado que aquellas mujeres que tienen un menor nivel educativo y que, por tanto, estarán situadas en la parte baja de la distribución salarial, tienen una tasa de actividad menor que la de sus compañeros varones con el mismo nivel educativo y menor que las mujeres que tienen estudios superiores. Esto supone una depreciación del capital humano que podría estar justificando el gap salarial existente en la parte baja de la distribución retributiva.

En cuanto a la segunda, los contrastes de hipótesis realizados muestran, por una parte, que la proporción de mujeres que realiza tareas de supervisión y / o coordinación en su puesto de trabajo es inferior a la proporción masculina, y, por otra, que las mujeres son retribuidas en menor medida que los hombres cuando llevan a cabo dichas tareas, especial y significativamente en los deciles más altos de la distribución salarial, si bien este hecho solo se manifiesta para los años 2009, 2010 y 2011, no apareciendo en el 2012, año de referencia en este trabajo de investigación.

VII. BIBLIOGRAFÍA

- Albrecht, J., Bjorklund, A. y Vroman, S. (2003): "Is there a glass ceiling in Sweden?", *Journal of Labour Economics*, 21 (1), pp. 145 - 177.

- Amuedo - Dorantes, C. y De La Rica, S. (2006): "The role of segregation and pay structure on the gender wage gap: evidence from matched employer - employee data for Spain", *Journal of Economics Analysis & Policy*, Contributions 5 (1).
- Arulampalam, W., Booth, A. L. y Bryan, M. L. (2007): "Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution", *Industrial and Labor Relations Review*, 60 (2), pp. 163 – 186.
- Becker, G. (1957): *The Economics of Discrimination*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Blinder, A. S. (1973): "Wage discrimination: Reduced form and structure estimates", *Journal of Human Resources*, 8, pp. 438 - 455.
- Carrasco, R., Jimeno, J. F. y Ortega, C. (2011): "Accounting for changes in the Spanish wage distribution: The role of employment composition effects", *DT Banco de España*, 1120.
- Christofides, L. N., Polycarpou, A. y Vrachimis, K. (2010): "The gender wage gaps, 'sticky floors' and 'glass ceilings' of the European Union", *IZA DP*, 5044.
- De la Rica, S., Dolado, J. J. y Llorens, V. (2008): "Ceilings or floors? Gender wage gaps by education in Spain", *Journal of Population Economics*, 21 (3), pp. 751 - 776.
- Del Río, C., Gradín, C. y Cantó, O. (2011): "The measurement of gender wage discrimination: the distributional approach revisited", *Journal of Economic Inequality*, 9 (1), pp. 57 - 86.
- García, J. I., Hidalgo, M. A., Jiménez, S. y Rubio, C. M. (2010): *Diferencias de coste laboral por género y sus componentes para las empresas de Andalucía*. Consejería de Economía, Innovación y Ciencia, Dirección General de Fondos Europeos y Planificación, 2010.
- Guner, N., E. Kaya, and V. Sánchez-Marcos (2012): "Gender Gaps in Spain: Policies and Outcomes over the Last Three Decades", *IZA DP*, 6812.
- Heckman, J. J. (1979): "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47, pp. 153 – 161.
- Hernández, P. J. y Méndez, I. (2005): "La corrección del sesgo de selección en los análisis de corte transversal de discriminación salarial por sexo: estudio comparativo en los países de la Unión Europea", *Estadística Española*, 47 (158), pp. 179 - 214.
- Hidalgo, A., Pérez, S. y Calderón, M. J. (2007): *La discriminación laboral de la mujer: una década a examen*. Estudios e Investigaciones, Instituto de la Mujer. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.
- Instituto de la Mujer (2009): *Mujeres y poder empresarial en España*. Estudios e Investigaciones, Instituto de la Mujer. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.
- Jann, B. (2008): "The Blinder – Oaxaca decomposition for linear regresión models", *The Stata Journal*, 8 (4), pp. 453 - 479.
- Koenker, R. y Basset, G. (1978): "Regression Quantiles", *Econometrica*, 46 (1), pp. 33 – 50.
- Machado, J. y Mata, J. (2005): "Conterfactual decomposition of changes in wage distributions ussing quantile regression", *Journal of Applied Econometrics*, 20, pp. 445 – 465.
- Melly, B. (2006): "Estimation of conterfactual distributions using quantile regression", *Review of Labor Economics*, 68, pp. 543 – 572.
- Neuman, S. y Oaxaca, R. L. (2004): "Wage decompositions with selectivity – corrected wage equations: a methodological note", *Journal of Economic Inequality*, 2, pp. 3 – 10.
- Neumark, D. (1988): "Employers discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination", *Journal of Human Resources*, 23, pp. 279 - 295.

Nicodemo, C. (2009): "Gender pay gap and quantile regression in european families", *IZA DP*, 3978.

- Oaxaca, R. L. (1973): "Male – female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, 14, pp. 693 - 709.
- Oaxaca, R. L. y Ransom, M. R. (1994): "On the discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, 61, pp. 5 - 21.
- Pena, Y., De Stefanis, S. y Fernández, M. (2010): "The distribution of gender wage discrimination in Italy and Spain: A comparison using the ECHP", *International Journal of Manpower*, 31, pp. 109 – 137.