

DESCOMPOSICIÓN DEL GAP SALARIAL POR GÉNERO EN ESPAÑA, FRANCIA Y ALEMANIA

Dueñas Fernández, Diego*

Almudena Moreno Mínguez**

Resumen

En este artículo se analiza el gap salarial y su descomposición entre hombres y mujeres en el mercado de trabajo español, francés y alemán en el año 2015, a través de la Encuesta de Condiciones de Vida. 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 España es el país con menor brecha salarial y mayor grado de discriminación, Alemania es el país con mayor brecha salarial y menor discriminación, mientras que Francia presenta un gap salarial y una discriminación intermedia entre España y Alemania.

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, French and German labour markets at 2015. 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 Spain is the country with the lowest wage gap and the bigger wage discrimination, Germany is the country with the bigger wage gap and the lowest wage discrimination, and France shows an intermediate wage gap and wage discrimination between Spain's and Germany's values.

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

Los autores agradecen la financiación recibida por parte del Ministerio de Economía y Competitividad a través del proyecto competitivo LA IMPLICACIÓN PATERNA EN EL CUIDADO DE LOS HIJOS Y EL BIENESTAR INFANTIL EN ESPAÑA. Referencia CSO2015-69439-R (MINECO/FEDER).

* Departamento de Economía, Universidad de Alcalá. Email: diego.duenas@uah.es

** Departamento de Sociología, Universidad de Valladolid. Email: Almudena@soc.uva.es

I. Introducción.

En el ámbito de las desigualdades laborales por género existentes en los mercados de trabajo de numerosos países europeos, 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 parte relacionada con la discriminación salarial.

El auge de este tipo de estudios viene de la mano de la mayor presencia femenina en los mercados de trabajo europeos (Cipollone et al., 2014), lo cual ha motivado la necesidad que tienen los países de establecer un marco de igualdad entre el colectivo laboral masculino y el colectivo laboral femenino. Algunos datos¹ ponen de manifiesto esta evidencia. Por ejemplo, la tasa de actividad femenina se ha incrementado en la UE15 entre los años 2000 y 2016 desde un 59,9 por ciento hasta el 68,5 por ciento, mientras que la tasa de actividad masculina ha permanecido relativamente estable, pasando del 78,2 por ciento al 79,1 por ciento. Por su parte, las tasas de paro tampoco muestran una evolución homogénea para los hombres y para las mujeres, ya que para los primeros se ha producido un descenso del 72,5 por ciento hasta el 72 por ciento, mientras que para las segundas el aumento se ha producido desde el 53,9 por ciento hasta el 62,1 por ciento. En este sentido, el acceso al empleo ha tenido un carácter temporal para el colectivo femenino en mayor medida que para el masculino: entre los años 2000 y 2016 el número de hombres con contrato temporal ha aumentado un 13,36 por ciento, y el de las mujeres un 21,98 por ciento.

Estas y otras desigualdades como por ejemplo la segregación ocupacional (Blau et al., 2012; Pan, 2015) o la penalización salarial de la maternidad (Dotti, G, 2015) son claros condicionantes de la desigualdad salarial entre hombres y mujeres. Con datos procedentes de Eurostat el gap salarial para la UE17 entre 2008 y 2016 solamente se ha reducido desde un 16,8 por ciento a un 16,3 por ciento, pese al aumento que experimentó entre 2008 y 2012 llegando a un 17,6 por ciento, lo cual invita a pensar que en los últimos años las diferencias salariales se mantienen pese al incremento de la acumulación de capital humano y de la productividad del colectivo femenino (Goldin, 2014; Blau y Khan, 2017).

A partir de esta situación inicial, la propuesta de este trabajo pasa por analizar el gap salarial en tres países europeos, España, Francia y Alemania, cuyos mercados de trabajo están sólidamente estructurados, si bien cada uno de ellos mantiene unas peculiaridades intrínsecas que los diferencia de los otros dos. En la tabla 1 se expone la tasa de actividad por género, la tasa de paro por género y el gap salarial no ajustado entre hombres y mujeres para cada uno de estos tres países. Como hechos estilizados, se puede comprobar que Alemania tiene una tasa de actividad tanto masculina como femenina mayor que la de Francia y la de España, pese a que éste último país ha aumentado de forma considerable la tasa de actividad de las mujeres. Sobre la tasa de paro, el mercado de trabajo alemán muestra un comportamiento claramente diferencial con respecto a las tasas de paro de Francia y de España, ya que presenta una evolución favorable desde el año 2007. En esta variable, el peor registro lo presenta el mercado de trabajo español donde la tasa de paro masculina y femenina ha experimentado un crecimiento espectacular en los últimos 10 años, llegando casi a triplicarse en el caso de los hombres y más que doblándose en el caso de las mujeres. El mercado de trabajo francés también registra un comportamiento negativo, pero más moderado que el que se registra en España.

Por último, el gap salarial entre hombres y mujeres ha experimentado una moderada reducción en los tres países, en mayor medida en el caso de España y en menor medida en el caso de Alemania. Este país presenta un gap salarial considerablemente mayor

¹ Fuente: Labour Force Survey. Eurostat.

que sus dos vecinos del sur, lo cual contrasta con las mejores cifras presentadas en la tasa de actividad y en la tasa de paro.

Tabla 1: Tasa de actividad, tasa de paro y gap salarial (no ajustado) en España, Francia y Alemania.

ESPAÑA			FRANCIA			ALEMANIA		
TASA DE ACTIVIDAD			TASA DE ACTIVIDAD			TASA DE ACTIVIDAD		
	HOMBRES	MUJERES		HOMBRES	MUJERES		HOMBRES	MUJERES
2007	81,4	61,9	2007	74,7	64,9	2007	81,7	69,4
2016	79,2	69,2	2016	75,4	67,6	2016	82,2	73,6
TASA DE PARO			TASA DE PARO			TASA DE PARO		
	HOMBRES	MUJERES		HOMBRES	MUJERES		HOMBRES	MUJERES
2007	6,5	10,7	2007	7,3	8,1	2007	8,7	8,9
2016	18,2	21,5	2016	10,4	9,9	2016	4,6	3,8
GAP SALARIAL			GAP SALARIAL			GAP SALARIAL		
2007	18,1		2007	17,3		2007	22,8	
2016	14,2		2016	15,2		2016	21,5	

(Fuente: Eurostat).

Los resultados de la tabla 1 muestran, en definitiva, la situación de tres países con mercados de trabajo que presentan cierta heterogeneidad: España presenta las peores tasas de paro, pero presenta la menor brecha salarial; por el contrario, Alemania presenta las mejores tasas de actividad y de paro pero muestra el mayor gap salarial. En una situación intermedia se encuentra Francia, con las tasas de actividad más bajas, tasas de paro más próximas a las de Alemania, y un gap salarial semejante al del caso español.

Sobre estos tres países, el análisis que se va a llevar a cabo propone como objetivo la descomposición del gap salarial entre hombres y mujeres en dos partes claramente diferenciadas: una de ellas es la que se atribuye a las diferentes características que presentan ambos géneros; la otra es la que no queda explicada por dichas características y que suele entenderse como discriminación salarial. El propósito de este objetivo es poder dar argumento al motivo de la brecha salarial entre el colectivo masculino y el colectivo femenino, ya sea porque dicha brecha se deba a motivos justificados (diferentes características) o injustificados (diferentes retornos de dichas características).

Con la finalidad de alcanzar los resultados perseguidos, el desarrollo del artículo que se presenta tiene la siguiente estructura. En el segundo apartado se exponen el conjunto de referencias que forman el marco teórico y analítico en torno al estudio de la remuneración laboral de ambos géneros, y que de forma reciente han analizado el gap salarial entre hombres y mujeres en diversos países europeos. En el tercer apartado se explica la base de datos utilizada y se presenta un primer análisis descriptivo sobre la muestra objeto de estudio. En el cuarto apartado se llevan a cabo regresiones salariales para hombres y para mujeres en cada uno de los tres países, comprobando la posible existencia de lo que se denomina sesgo de selección. En el quinto apartado se llevan a cabo las descomposiciones salariales propuestas: la de Oaxaca y Blinder en primer lugar, seguida de la de Machado y Mata en segundo lugar. El artículo finaliza exponiendo los principales resultados obtenidos.

II. Marco teórico.

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 lado, estudios recientes sostienen la existencia de una discriminación del colectivo femenino dentro del mercado de trabajo y de una desigualdad en las oportunidades laborales con respecto al colectivo masculino (entre otros Akerlof y Kranton, 2000; Goldin, 2002), por lo que desde esta perspectiva el gap salarial tendría un carácter de ineficiencia.

Desde el punto de vista metodológico, a partir de los años '70 y más concretamente desde las aportaciones de investigadores como Ronald Oaxaca, Alan Blinder, Roger Koenker y Gilbert Bassett, 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. El conjunto de metodologías propuesto por estos y otros autores ha servido para 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, dependiendo del país y del momento temporal analizado, que queda inexplicada por estas características.

Desde el punto de vista empírico son numerosos los trabajos que de forma reciente se han llevado a cabo sobre numerosos países de la Unión Europea. Entre otros, es posible destacar los trabajos de 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) o Murillo y Simón (2014)². De todos ellos es posible extraer dos hechos estilizados: en primer lugar, la existencia de un mayor salario – hora para el género masculino, lo cual vendría justificado porque dicho colectivo presenta características personales y laborales que con mayor probabilidad determinan una mayor retribución; 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 – hora inferior al que recibe un hombre.

La práctica totalidad de estos trabajos comparte 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)³; en segundo lugar, el rango temporal analizado, que, en la mayoría de los casos, no va más allá del año 2010, por lo que no es posible considerar de una forma completa cuáles han sido los efectos de la recesión económica 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

² Con anterioridad al año 2007, se pueden encontrar otras referencias importantes en Booth (2007).

³ Con la excepción de los trabajos de Carrasco, Jimeno y Ortega (2011), de Guner, Kaya y Sánchez (2012) y de Murillo y Simón (2014) que utilizan la *Encuesta de Estructura Salarial*.

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.

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)⁴ 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 numerosos mercados de trabajo europeos existen dos efectos conocidos como *sticky floor* o "suelo pegajoso" y / o *glass ceiling* o "techo de cristal", los cuales determinan la existencia de un mayor diferencial salarial en la parte baja y / o alta, respectivamente, de la distribución salarial (Albrecht, Bjorklund y Vroman, 2003; Arulampalam, Booth y Bryan, 2007; Booth, 2007; Christofides, Polycarpou y Vrachimis, 2010).

Con esta situación de partida, la descomposición salarial que se va a realizar en cada uno de los tres países se llevará a cabo a través de la siguiente dinámica. En primer lugar, se determinará la existencia del posible sesgo de selección en el año 2015 para la población masculina y femenina de forma separada y en cada uno de los tres países analizados, 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 el año 2015, 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 España, Francia y Alemania.

III. Base de datos

La base de datos utilizada es la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV o EU - SILC) de corte transversal en el año 2016, que es la prolongación nacional de las ECHP realizadas 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. La ECV presenta algunas ventajas con respecto a otras fuentes estadísticas. Por ejemplo, con respecto a la Labour Force Survey, la ECV incluye datos salariales que son necesarios para este tipo de análisis; igualmente, con respecto a la Encuesta de Estructura Salarial, la ECV incluye determinadas variables personales como por ejemplo la presencia de hijos/as en el hogar y su número, las cuales condicionan la probabilidad de participar en el mercado laboral y determinan tanto el salario percibido como el salario de reserva de hombres y mujeres.

Sobre esta base de datos, el análisis se realiza para los asalariados del sector público y del sector privado, que tienen entre 16 y 65 años. Para definir la variable salario – hora, sobre la cual se realizarán las descomposiciones del gap salarial, se ha tomado la renta bruta

⁴ 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).

monetaria o cuasi monetaria del asalariado en el año anterior a la encuesta⁵ dividida por 48 semanas en primer lugar y entre el número de horas trabajadas normalmente por semana en el trabajo principal⁶ en segundo lugar. En la tabla 2 se recoge el tamaño muestral y el tamaño poblacional⁷ para cada uno de los tres países, así como el salario medio para cada género y la diferencia porcentual de dicho salario medio tomando el de los hombres como referencia.

Con datos de la ECV, España es el país donde existe una menor diferencia porcentual entre el salario masculino y femenino con un 11,03 por ciento, seguido de Francia con un 15,06 por ciento y de Alemania con un 18,01 por ciento. Pese a esta menor diferencia, España es el país donde el salario es inferior para ambos géneros, pudiéndose comprobar que el salario de los hombres supone un 59,72 por ciento del salario masculino alemán, y el salario de las mujeres es un 64,80 por ciento del salario femenino alemán. Francia se encuentra más próxima a Alemania en términos salariales, ya que el salario masculino es un 93,15 por ciento del salario de los trabajadores alemanes, y un 96,51 por ciento de las trabajadoras alemanas.

Tabla 2: Tamaño muestral y poblacional de asalariados, salario medio y diferencia porcentual salarial (sin ajustar) entre hombres y mujeres, en España, Francia y Alemania.

	ESPAÑA		FRANCIA		ALEMANIA	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
TAMAÑO MUESTRAL	5.246	5.050	4.395	4.554	5.021	5.343
TAMAÑO POBLACIONAL	7.023.428	6.660.503	11.275.629	11.382.724	17.801.297	16.537.548
SALARIO HORA (€)	9,4554	8,4122	14,7492	12,5281	15,8330	12,9815
DIFERENCIA PORCENTUAL	-11,03%		-15,06%		-18,01%	

(Fuente: ECV 2016).

Para llevar a cabo las estimaciones econométricas de la descomposición salarial es necesario tener en cuenta las características personales, familiares y laborales de hombres y mujeres, de tal forma que el gap salarial quede ajustado a través de dichas características. La tabla 3 expone la clasificación utilizada en cada una de las variables.

Tabla 3: Variables personales, familiares y laborales incluidas en la descomposición del gap salarial.

VARIABLES PERSONALES	VARIABLES LABORALES
EDAD	Nº DE TRABAJADORES DEL ESTABLECIMIENTO DE TRABAJO
Edad (variable continua)	De 1 a 10
Edad^2 (Variable continua)	De 11 a 19
NACIONALIDAD	De 20 a 49
Local	50 ó más
Extranjero	TIPO DE CONTRATO
NIVEL EDUCATIVO	Indefinido
Hasta primaria	Temporal
Secundaria 1ª etapa	ACTIVIDADES DE SUPERVISIÓN
Secundaria 2ª etapa	Sí
Formación profesional e inserción laboral	No

⁵ Variable PY010G.

⁶ Variable PL060.

⁷ La variable utilizada como factor de ponderación es PB040.

<p style="text-align: center;">Estudios superiores</p> <p>EXPERIENCIA EN TRABAJO REMUNERADO</p> <p style="text-align: center;">Experiencia (Variable continua)</p> <p style="text-align: center;">Experiencia^2 (Variable continua)</p> <hr/> <p style="text-align: center;">VARIABLES FAMILIARES</p> <p>ESTADO CIVIL</p> <p style="text-align: center;">Casado o pareja de hecho</p> <p style="text-align: center;">Otras situaciones</p> <p>HIJOS EN EL HOGAR</p> <p style="text-align: center;">Sin hijos</p> <p style="text-align: center;">Un hijo</p> <p style="text-align: center;">Dos hijos</p> <p style="text-align: center;">Tres o más hijos</p>	<p>OCUPACIÓN</p> <p style="text-align: center;">Ejecutivos y directivos</p> <p style="text-align: center;">Profesionales</p> <p style="text-align: center;">Técnicos</p> <p style="text-align: center;">Empleados de oficina</p> <p style="text-align: center;">Trabajadores de los servicios</p> <p style="text-align: center;">Trabajadores de la agricultura</p> <p style="text-align: center;">Trabajadores de la manufactura</p> <p style="text-align: center;">Operarios</p> <p style="text-align: center;">Ocupaciones elementales</p> <p>SECTOR DE ACTIVIDAD</p> <p style="text-align: center;">Agricultura, ganadería y asimilados</p> <p style="text-align: center;">Industria</p> <p style="text-align: center;">Construcción</p> <p style="text-align: center;">Comercio</p> <p style="text-align: center;">Hostelería</p> <p style="text-align: center;">Transporte, almacenamiento, información y comunicaciones</p> <p style="text-align: center;">Actividades financieras e inmobiliarias</p> <p style="text-align: center;">Servicios sociales</p> <p style="text-align: center;">Otros servicios</p>
--	--

(Fuente: ECV 2016).

IV. Metodología

La metodología que se va a desarrollar consiste en descomponer la diferencia salarial entre hombres y mujeres españoles, franceses y alemanes 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:

$$\ln(W_H) = \beta_H X_H + u_H \quad (1)$$

$$\ln(W_M) = \beta_M X_M + u_M \quad (2)$$

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 $\overline{\ln(W_H)}$ como \bar{Y}_H y $\overline{\ln(W_M)}$ como \bar{Y}_M , se procede a obtener la descomposición del gap salarial siguiendo la metodología de Oaxaca (1973) y Blinder (1973):

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

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/a 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:

$$\lambda_i = \frac{\Psi(-Z_i\delta_i)}{\phi(-Z_i\delta_i)} \quad i = (H, M) \quad (4)$$

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/as 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 (5) y (6):

$$\ln(W_H) = \beta_H X_H + \sigma_H \hat{\lambda}_H + u_H \quad (5)$$

$$\ln(W_M) = \beta_M X_M + \sigma_M \hat{\lambda}_M + u_M \quad (6)$$

donde λ_H y λ_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 (7):

$$\begin{aligned} \bar{Y}_H - \bar{Y}_M &= (\bar{X}_H - \bar{X}_M) \beta_H + \bar{X}_M (\beta_H - \beta_M) + \\ &+ (\bar{X}_H - \bar{X}_M) (\beta_H - \beta_M) + (\hat{\sigma}_H \hat{\lambda}_H - \hat{\sigma}_M \hat{\lambda}_M) \end{aligned} \quad (7)$$

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)⁸.

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

$$P_{\theta}(\bar{Y}_H) = P_{\theta}[\bar{X}_H \beta_H(\theta)] + u_H \quad (8)$$

$$P_{\theta}(\bar{Y}_M) = P_{\theta}[\bar{X}_M \beta_M(\theta)] + u_M \quad (9)$$

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:

$$P_{\theta}(\bar{Y}_H) - P_{\theta}(\bar{Y}_M) = \left[P_{\theta}[\bar{X}_H \beta_H(\theta)] - P_{\theta}[\bar{X}_M \beta_H(\theta)] \right] + \left[P_{\theta}[\bar{X}_M \beta_H(\theta)] - P_{\theta}[\bar{X}_M \beta_M(\theta)] \right] \quad (10)$$

En (10) los dos sumandos presentados son semejantes a los sumandos A y B obtenidos en (3).

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 pasos⁹:

(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".

V. Las regresiones salariales: el sesgo de selección muestral.

Las tablas 4a, 4b y 4c muestran las regresiones salariales estimadas para hombres y para mujeres de forma independiente en el año 2015 en España, Francia y Alemania, respectivamente. Estas regresiones se componen de dos cuerpos. En primer lugar, el que

⁸ 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.

⁹ 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).

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/as" 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/as" y "producción doméstica", aumentado así el salario de reserva. De esta segunda parte será destacable el valor del parámetro λ 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.

Para el caso español es destacable tanto para hombres como para mujeres la relación directa entre el salario – hora y otras variables como el nivel de estudios, la experiencia laboral, el tamaño de la empresa, el carácter indefinido de la relación contractual y la realización de tareas de supervisión de otros trabajadores. Solo para los hombres, los españoles y los casados obtienen un mayor salario que los extranjeros y los que no están casados. En cuanto a la probabilidad de participar de forma activa en el mercado de trabajo, ambos colectivos tienen una mayor probabilidad cuanto mayor es su nivel formativo y cuanto menor es el número de hijos en el hogar. En este sentido, a medida que el número de hijos aumenta la probabilidad de participar laboralmente se reduce, con mayor velocidad en el caso de los hombres que en el de las mujeres.

Un rasgo diferencial entre el colectivo masculino y femenino en España es la variable que se refiere a la relación de pareja, ya que los hombres casados tienen mayor probabilidad de participar en el mercado laboral, mientras que para las mujeres casadas esta probabilidad se reduce. La nacionalidad solo es significativa para el colectivo femenino siendo las mujeres españolas las que tienen mayor probabilidad que las extranjeras. Por último, hay que indicar que ninguno de los dos colectivos presenta sesgo de selección en el mercado de trabajo, por lo que los datos muestrales del conjunto de asalariados constituyen una representación adecuada de la población objeto de estudio.

Tabla 4a: Regresión salarial con sesgo de selección muestral para hombres y para mujeres, España.

	HOMBRES ESPAÑA		MUJERES ESPAÑA	
	Nº de observaciones	7729	Nº de observaciones	8727
	Censuradas	248	Censuradas	3683
	No censuradas	5244	No censuradas	5044
	Wald chi2(31)	1688,68	Wald chi2(31)	1446,48
	Prob>chi2	0,000***	Prob>chi2	0,000***
	Coefficiente	P>z	Coefficiente	P>z
LNWH				
Edad	0,007	0,719	0,003	0,850
Edad2	0,000	0,737	0,000	0,882
Casado	0,115	0,001***	-0,001	0,967
Español	0,207	0,002***	-0,067	0,246
Secundaria 1ª etapa	-0,045	0,404	0,014	0,808
Secundaria 2ª etapa	0,092	0,094*	0,066	0,258
FP e inserción laboral	0,134	0,140	0,218	0,031**
Superior	0,216	0,000***	0,226	0,000***

Experiencia	0,044	0,000***	0,040	0,000***
Experiencia2	-0,001	0,000***	-0,001	0,000***
De 11 a 20	0,007	0,898	0,096	0,025**
De 21 a 49	0,177	0,000***	0,214	0,000***
50 ó más	0,314	0,000***	0,261	0,000***
Temporal	-0,545	0,000***	-0,462	0,000***
Supervisión	0,108	0,000***	0,099	0,003***
Profesionales	0,049	0,390	0,010	0,905
Técnicos	-0,118	0,043**	-0,212	0,015**
Empleados de oficina	-0,171	0,004***	-0,331	0,000***
Trabajadores de los servicios	-0,238	0,000***	-0,524	0,000***
Trabajadores de la agricultura	-0,292	0,001***	-0,147	0,449
Trabajadores de la manufactura	-0,263	0,000***	-0,515	0,000***
Operarios	-0,258	0,000***	-0,422	0,000***
Ocupados elementales	-0,455	0,000***	-0,557	0,000***
Industria	0,300	0,000***	0,613	0,000***
Construcción	0,099	0,290	0,597	0,000***
Comercio	0,111	0,187	0,598	0,000***
Hostelería	-0,168	0,103	0,507	0,000***
Transp., Almac., Info. y Comunic.	0,198	0,021**	0,682	0,000***
Actividades financieras e inmobiliarias	0,157	0,126	0,622	0,000***
Servicios sociales	0,256	0,003***	0,665	0,000***
Otros servicios	0,048	0,639	0,491	0,000***
Constante	1,123	0,002***	1,098	0,003***
PARTICIPA				
Edad	0,418	0,000***	0,383	0,000***
Edad2	-0,005	0,000***	-0,005	0,000***
Casado	0,817	0,000***	-0,158	0,004***
Español	0,248	0,189	0,250	0,018**
Secundaria 1ª etapa	0,408	0,000***	0,321	0,000***
Secundaria 2ª etapa	0,403	0,000***	0,477	0,000***
FP e inserción laboral	1,017	0,000***	1,052	0,000***
Superior	0,781	0,000***	1,074	0,000***
Un hijo	-0,436	0,000***	-0,341	0,000***
Dos hijos	-0,272	0,000***	-0,435	0,000***
Tres ó más hijos	-0,345	0,000***	-0,668	0,000***
Constante	-7,508	0,000***	-7,251	0,000***

I.C. LAMBDA

[-0,060 ; 0,011]

[-0,093 ; 0,066]

Test de Wald ecuaciones independientes

chi2(1) = 1,81

chi2(1) = 0,11

Prob>chi2 = 0,1786

Prob>chi2 = 0,7407

(Fuente: ECV 2016).

*** Significativo bajo una probabilidad del 99 por ciento

** Significativo bajo una probabilidad del 95 por ciento

* Significativo bajo una probabilidad del 90 por ciento

Para el caso de Francia, el salario – hora está relacionado directamente en hombres y mujeres con el nivel de estudios, el tamaño de la empresa, la relación indefinida del contrato y la supervisión laboral de otros trabajadores. Únicamente para los hombres, los que están casados perciben un salario mayor que los que no lo están, siendo esta variable no significativa para el colectivo femenino. En cuanto a la participación laboral, tienen mayor probabilidad los franceses, los que tienen mayor nivel educativo y los que están casados, tanto hombres como mujeres, a diferencia de lo que ocurre en España donde recordemos que las mujeres casadas tienen menor probabilidad de participar laboralmente. En el caso de Francia, el número de hijos en el hogar no afecta de igual forma a ambos colectivos ya que los hombres con más de dos hijos son los que tienen mayor probabilidad de participar, mientras que en el caso femenino son las mujeres que no tienen hijos las que participan con mayor probabilidad. Al igual que sucede en España, ni hombres ni mujeres presentan sesgo de selección.

Tabla 4b: Regresión salarial con sesgo de selección muestral para hombres y para mujeres, Francia.

	HOMBRES FRANCIA		MUJERES FRANCIA	
	Nº de observaciones	6333	Nº de observaciones	7160
	Censuradas	1973	Censuradas	2642
	No censuradas	4360	No censuradas	4518
	Wald chi2(31)	1228,53	Wald chi2(31)	1008,83
	Prob>chi2	0,000***	Prob>chi2	0,000***
	Coefficiente	P>z	Coefficiente	P>z
LNWH				
Edad	-0,036	0,040**	0,025	0,077*
Edad2	0,000	0,045**	0,000	0,09*
Casado	0,106	0,003***	-0,024	0,323
Francés	-0,041	0,448	0,123	0,213
Secundaria 1ª etapa	0,027	0,671	-0,008	0,898
Secundaria 2ª etapa	0,134	0,036**	0,042	0,542
FP e inserción laboral	0,050	0,386	0,020	0,746
Superior	0,240	0,000***	0,122	0,065*
Experiencia	0,047	0,000***	0,018	0,003***
Experiencia2	-0,001	0,000***	0,000	0,121
De 11 a 20	-0,009	0,816	0,085	0,108
De 21 a 49	0,014	0,691	0,136	0,000***
50 ó más	0,092	0,000***	0,206	0,000***
Temporal	-0,477	0,000***	-0,327	0,000***
Supervisión	0,064	0,087*	0,082	0,000***
Profesionales	-0,023	0,523	-0,039	0,576
Técnicos	-0,175	0,000***	-0,169	0,013**
Empleados de oficina	-0,293	0,000***	-0,323	0,000***
Trabajadores de los servicios	-0,350	0,000***	-0,576	0,000***
Trabajadores de la agricultura	-0,597	0,000***	-0,682	0,000***
Trabajadores de la manufactura	-0,250	0,000***	-0,370	0,001***
Operarios	-0,388	0,000***	-0,575	0,000***

Ocupados elementales	-0,335	0,000***	-0,379	0,000***
Industria	-0,171	0,008***	-0,013	0,893
Construcción	-0,166	0,000***	-0,318	0,005***
Comercio	-0,173	0,000***	0,034	0,656
Hostelería	-0,288	0,000***	-0,224	0,064*
Transp., Almac., Info. y Comunic.	-0,009	0,764	-0,004	0,960
Actividades financieras e inmobiliarias	-0,092	0,022**	-0,008	0,912
Servicios sociales	-0,171	0,000***	-0,130	0,07*
Otros servicios	-0,350	0,000***	-0,003	0,975
Constante	3,075	0,000***	1,893	0,000***
PARTICIPA				
Edad	0,526	0,000***	0,423	0,000***
Edad2	-0,007	0,000***	-0,005	0,000***
Casado	0,664	0,000***	0,161	0,005***
Francés	0,256	0,076*	0,618	0,000***
Secundaria 1ª etapa	0,172	0,169	0,136	0,196
Secundaria 2ª etapa	-0,082	0,519	0,322	0,002***
FP e inserción laboral	0,476	0,000***	0,510	0,000***
Superior	0,652	0,000***	0,816	0,000***
Un hijo	-0,144	0,047**	-0,508	0,000***
Dos hijos	-0,461	0,000***	-1,300	0,000***
Tres ó más hijos	0,188	0,133	-0,423	0,000***
Constante	-8,786	0,000***	-7,719	0,000***
I.C. LAMBDA	[-0,143 ; 0,028]		[-0,060 ; 0,068]	
	Test de Wald ecuaciones independientes			
	chi2(1) = 1,69		chi2(1) = 0,01	
	Prob>chi2 = 0,1932		Prob>chi2 = 0,9070	

(Fuente: ECV 2016).

*** Significativo bajo una probabilidad del 99 por ciento

** Significativo bajo una probabilidad del 95 por ciento

* Significativo bajo una probabilidad del 90 por ciento

Para los trabajadores alemanes, el salario – hora está directamente relacionado tanto para hombres como para mujeres con el hecho de estar casado, tener mayor experiencia laboral, el tamaño de la empresa, el carácter indefinido del contrato y realizar tareas de supervisión. En cuanto al nivel de estudios que tiene un papel importante en el caso de España y Francia, para Alemania solo muestra significatividad para los hombres, los cuales obtienen un mayor salario hora cuanto mayor es su nivel de estudios. La participación laboral está condicionada positivamente cuanto mayor es el nivel de estudios, tanto para hombres como para mujeres. Sin embargo, se encuentran diferencias en tres variables como son el estado civil, ya que los hombres casados y las mujeres que no viven en pareja participan con mayor probabilidad; la nacionalidad, ya que las mujeres francesas y los hombres extranjeros son los que tienen mayor probabilidad de participar; y el número de hijos, ya que, al igual que sucede en Francia, son los hombres con más de dos hijos y las mujeres sin hijos los que tienen mayor nivel de participación laboral. Finalmente para Alemania hay que destacar que ambos colectivos, el femenino y el masculino, presentan sesgo de selección, lo cual implica que los resultados derivados de la descomposición de la

diferencia salarial en una parte atribuible a características y en otra atribuible a discriminación salarial no puedan ser extrapolables al conjunto de la población alemana si no se aplica el *filtro de Heckman*.

Tabla 4c: Regresión salarial con sesgo de selección muestral para hombres y para mujeres, Alemania.

	HOMBRES ALEMANIA		MUJERES ALEMANIA	
	Nº de observaciones	6831	Nº de observaciones	7988
	Censuradas	1825	Censuradas	2667
	No censuradas	5006	No censuradas	5321
	Wald chi2(31)	2775,55	Wald chi2(31)	1381,52
	Prob>chi2	0,000***	Prob>chi2	0,000***
	Coefficiente	P>z	Coefficiente	P>z
LNWH				
Edad	-0,017	0,222	-0,020	0,067*
Edad2	0,000	0,267	0,000	0,023**
Casado	0,041	0,072*	0,078	0,001***
Alemán	-0,079	0,037**	-0,049	0,339
Secundaria 1ª etapa	0,124	0,258	-0,065	0,592
Secundaria 2ª etapa	0,296	0,006***	-0,020	0,863
FP e inserción laboral	0,474	0,000***	0,056	0,636
Superior	0,549	0,000***	0,179	0,128
Experiencia	0,039	0,000***	0,023	0,000***
Experiencia2	0,000	0,000***	0,000	0,003***
De 11 a 20	0,065	0,090*	0,129	0,000***
De 21 a 49	0,174	0,000***	0,109	0,000***
50 ó más	0,320	0,000***	0,234	0,000***
Temporal	-0,545	0,000***	-0,344	0,000***
Supervisión	0,082	0,000***	0,106	0,000***
Profesionales	-0,014	0,663	0,064	0,444
Técnicos	-0,201	0,000***	-0,127	0,143
Empleados de oficina	-0,286	0,000***	-0,126	0,153
Trabajadores de los servicios	-0,350	0,000***	-0,319	0,000***
Trabajadores de la agricultura	-0,331	0,014**	-0,393	0,002***
Trabajadores de la manufactura	-0,327	0,000***	-0,364	0,001***
Operarios	-0,446	0,000***	-0,419	0,000***
Ocupados elementales	-0,455	0,000***	-0,394	0,000***
Industria	0,197	0,018**	0,133	0,065*
Construcción	0,020	0,811	-0,017	0,849
Comercio	0,066	0,443	0,055	0,442
Hostelería	-0,181	0,071*	-0,006	0,943
Transp., Almac., Info. y Comunic.	0,065	0,440	0,182	0,022**
Actividades financieras e inmobiliarias	0,153	0,076*	0,185	0,008***
Servicios sociales	-0,011	0,898	0,054	0,439
Otros servicios	0,011	0,910	0,074	0,334
Constante	2,314	0,000***	2,648	0,000***

PARTICIPA				
Edad	0,315	0,000***	0,271	0,000***
Edad2	-0,004	0,000***	-0,003	0,000***
Casado	0,533	0,000***	-0,094	0,033**
Alemán	-0,073	0,500	0,366	0,000***
Secundaria 1ª etapa	0,754	0,000***	0,321	0,035**
Secundaria 2ª etapa	0,433	0,000***	0,409	0,005***
FP e inserción laboral	0,495	0,000***	0,549	0,000***
Superior	0,647	0,000***	0,594	0,000***
Un hijo	-0,239	0,000***	-0,492	0,000***
Dos hijos	-0,278	0,004***	-0,762	0,000***
Tres ó más hijos	0,250	0,013**	-0,184	0,017**
Constante	-5,404	0,000***	-5,030	0,000***
I.C. LAMBDA	[-0,476 ; -0,217]		[-0,582 ; -0,434]	
	Test de Wald ecuaciones independientes			
	chi2(1) = 18,98		chi2(1) = 100,20	
	Prob>chi2 = 0,000***		Prob>chi2 = 0,000***	

(Fuente: ECV 2016).

*** Significativo bajo una probabilidad del 99 por ciento

** Significativo bajo una probabilidad del 95 por ciento

* Significativo bajo una probabilidad del 90 por ciento

VI. 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 (Oaxaca–Blinder).

Las tablas 5a, 5b y 5c muestran para España, Francia y Alemania¹⁰, respectivamente, 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 en el caso de los dos primeros países, e incluyéndolo para hombres y para mujeres en el caso del país teutón. Para España se observa que la parte no explicada del gap salarial entre hombres y mujeres es del 98,29 por ciento, es decir, la práctica totalidad del gap salarial entre el colectivo masculino y el colectivo femenino. Dentro de la descomposición realizada hay que tener en cuenta que la diferencia en características no presenta un valor significativo, mientras que la diferencia en coeficientes y la interacción entre características y coeficientes sí muestran significatividad.

Tabla 5a: Descomposición de Oaxaca y Blinder para el diferencial de salarios ajustados entre hombres y mujeres, España.

¹⁰ Para España y Francia no se incluye el sesgo de selección, a partir de los resultados obtenidos en las tablas 4a y 4b, por lo que se ha incorporado como regresor el número de hijos. En el caso de Alemania, sí que se incorpora a la descomposición de Oaxaca – Blinder el sesgo de selección, a partir de los resultados obtenidos en la tabla 4c.

	Valores monetarios (Euros)	Error estándar robusto	Probabilidad	%	Parte no explicada del gap salarial
Hombres	9,46	0,017	0,000**		
Mujeres	8,42	0,017	0,000**		
Diferencia	1,04	0,024	0,000**		
Descomposición del gap salarial					
Características	0,002	0,022	0,941	1,71%	
Coefficientes	0,066	0,023	0,004***	56,41%	98,29%
Interacción	0,049	0,021	0,019**	41,88%	

(Fuente: ECV 2016).

*** Significativo bajo una probabilidad del 99 por ciento

** Significativo bajo una probabilidad del 95 por ciento

* Significativo bajo una probabilidad del 90 por ciento

Para el caso de Francia, la parte del gap salarial que no queda explicada por las características incluidas en el modelo econométrico es del 72,84 por ciento, menor por tanto que la obtenida en el caso del mercado de trabajo español. La descomposición obtenida para los asalariados franceses presenta significatividad en la diferencia en características y en la diferencia en los coeficientes, si bien dicha significatividad no aparece en la interacción entre ambas.

Tabla 5b: Descomposición de Oaxaca y Blinder para el diferencial de salarios ajustados entre hombres y mujeres, Francia.

	Valores monetarios (Euros)	Error estándar robusto	Probabilidad	%	Parte no explicada del gap salarial
Hombres	14,79	0,015	0,000**		
Mujeres	12,58	0,014	0,000**		
Diferencia	2,21	0,020	0,000**		
Descomposición del gap salarial					
Características	0,044	0,022	0,047**	27,16%	
Coefficientes	0,091	0,020	0,000***	56,17%	72,84%
Interacción	0,027	0,024	0,269	16,67%	

(Fuente: ECV 2016).

*** Significativo bajo una probabilidad del 99 por ciento

** Significativo bajo una probabilidad del 95 por ciento

* Significativo bajo una probabilidad del 90 por ciento

Tabla 5c: Descomposición de Oaxaca y Blinder para el diferencial de salarios ajustados entre hombres y mujeres, Alemania.

	Valores monetarios (Euros)	Error estándar robusto	Probabilidad	%	Parte no explicada del gap salarial
Hombres	17,53	0,020	0,000**		
Mujeres	16,04	0,015	0,000**		

Diferencia	1,49	0,026	0,001***		
Descomposición del gap salarial					
Características	0,037	0,016	0,020**	41,57%	
Coefficientes	-0,019	0,025	0,444	-21,35%	58,43%
Interacción	0,071	0,017	0,000***	79,78%	

(Fuente: ECV 2016).

*** Significativo bajo una probabilidad del 99 por ciento

** Significativo bajo una probabilidad del 95 por ciento

* Significativo bajo una probabilidad del 90 por ciento

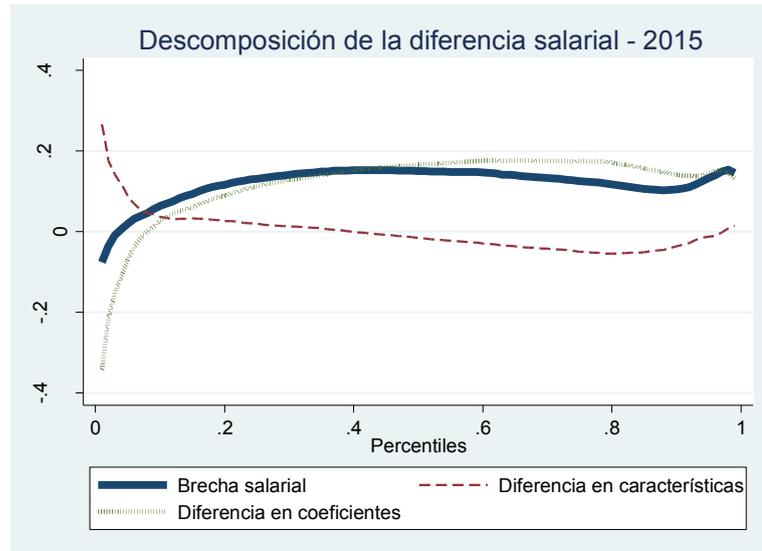
Para el mercado de trabajo alemán, únicamente se encuentra significatividad en la diferencia en características y en la interacción entre características y coeficientes, no presentando los coeficientes un valor significativo de forma independiente. A partir de la descomposición realizada es posible afirmar que en el caso de los asalariados alemanes, un 58,13 por ciento del gap salarial no queda explicado por las diferentes características que presentan los asalariados de este país, lo cual es un valor considerablemente menor que el que se obtiene para el caso español y relativamente menor que el que corresponde al mercado de trabajo francés.

B. En cada percentil de la distribución salarial (Machado–Mata).

En las figuras 1a, 1b y 1c se presentan los resultados obtenidos al realizar la descomposición de Machado y Mata del gap salarial entre hombres y mujeres, en España, Francia y Alemania¹¹, respectivamente. En el caso de España, el gap salarial es favorable al colectivo masculino, excepto en los primeros percentiles de toda la distribución donde la mujer recibe un salario más alto. En los últimos percentiles el gap aumenta, al igual que sucede con la diferencia en características y en coeficientes, lo cual indica que son los hombres los que ocupan los empleos que remuneran un mayor salario. Este resultado es el que se conoce como “techo de cristal” para el colectivo femenino.

Figura 1a: Descomposición cuantílica de Machado y Mata para el diferencial de salarios ajustados entre hombres y mujeres, España.

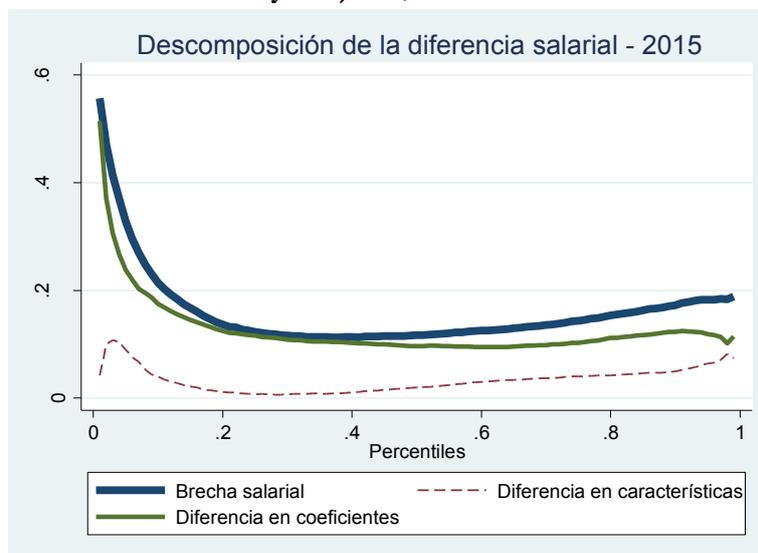
¹¹ Para España y Francia no se incluye el sesgo de selección, a partir de los resultados obtenidos en las tablas 4a y 4b, por lo que se ha incorporado como regresor el número de hijos. En el caso de Alemania, sí que se incorpora a la descomposición de Machado - Mata el sesgo de selección, a partir de los resultados obtenidos en la tabla 4c.



(Fuente: ECV 2016).

En general, el gap salarial en España queda principalmente determinado por el comportamiento de los coeficientes asociados a las características, que muestra una relación muy estrecha con dicho gap salarial. En la parte baja de la distribución salarial el valor negativo de los coeficientes indica que el mercado de trabajo observa al colectivo femenino como el más favorable para trabajar en aquellos empleos que remuneran un salario menor, efecto que se denomina como “suelo pegajoso”. Por su parte, la línea referida a las características presenta una tendencia decreciente a lo largo de la distribución salarial excepto en la parte alta de la distribución a partir del percentil 80. Este hecho significa que, a medida que avanzamos en dicha distribución, las mujeres presentan características que deben reducir el gap salarial y que incluso las hace merecedoras de un mayor salario que el masculino (a partir del percentil 40). De esta forma el gap salarial queda únicamente justificado por la diferencia en los coeficientes del colectivo masculino y femenino que es la parte que se atribuye a la discriminación salarial.

Figura 1b: Descomposición cuantílica de Machado y Mata para el diferencial d salarios ajustados entre hombres y mujeres, Francia.

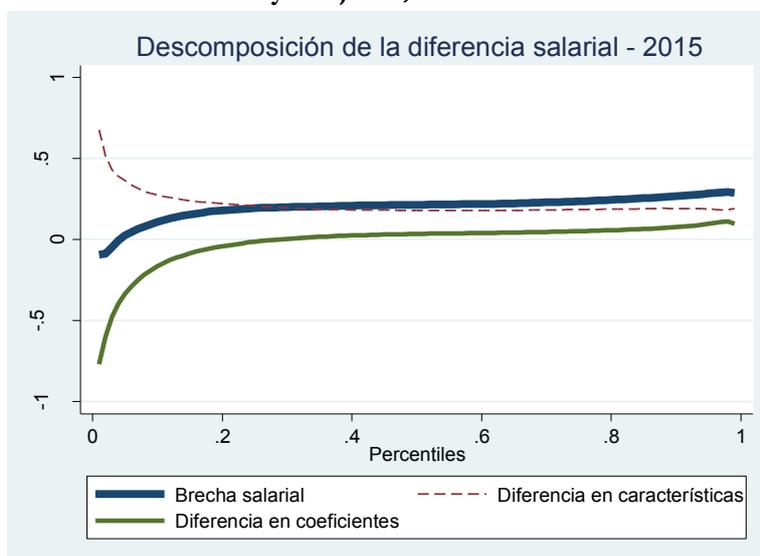


(Fuente: ECV 2016).

En el caso de Francia, la situación es considerablemente distinta a la que ocurre en España. A lo largo de toda la distribución, el gap favorece al colectivo masculino principalmente en la parte baja de dicha distribución. El principal motivo de este gap es el que se refiere a que el mercado de trabajo considera al colectivo masculino como el más adecuado para ocupar los empleos con menor remuneración, pese a que sus características no son claramente diferenciales para dichos trabajos con respecto a las que presenta el colectivo femenino. A partir del percentil 35 el gap salarial abandona su senda decreciente y comienza a aumentar hasta el final de la distribución salarial. Es posible por tanto afirmar que en el mercado de trabajo francés se produce un efecto “techo de cristal” en contra del colectivo femenino, teniendo su principal soporte en los diferentes coeficientes que se atribuyen a las características de mujeres y hombres, beneficiando a éstos últimos.

Por último, en el caso de Alemania el gap salarial favorece al colectivo masculino, excepto en los primeros percentiles de la distribución, si bien en el caso de este país y a diferencia de lo que ocurre en los dos países anteriores, las diferentes características de hombres y mujeres es lo que justifica con mayor fuerza el gap salarial. La diferencia en coeficientes, muy próxima a cero a lo largo de gran parte de los 100 percentiles, únicamente favorecen a las mujeres en la parte más baja de la distribución pese a que las características masculinas son más adecuadas para los trabajos que suponen una menor remuneración, al igual que sucede en el caso de España.

Figura 1c: Descomposición cuantílica de Machado y Mata para el diferencial de salarios ajustados entre hombres y mujeres, Alemania.



(Fuente: ECV 2016).

VII. Conclusiones.

En 2015 las mujeres seguían percibiendo un salario inferior al que percibían los hombres en España, en Francia y en Alemania. Sin embargo, este hecho no tiene la misma magnitud ni se produce por el mismo motivo en cada uno de los tres países analizados. España tiene un mercado de trabajo donde el gap salarial entre hombres y mujeres presenta el menor valor de los tres países analizados, si bien el motivo de este gap es el que se refiere a una fuerte discriminación entre el colectivo masculino y el colectivo femenino ya que las diferentes características de ambos colectivos no consiguen explicar la diferencia salarial y

ni si quiera muestran significatividad. Por otra parte, España es un país donde se confirma la presencia de un mayor número de mujeres en puestos de trabajo con menor remuneración (“suelo pegajoso”) y mayor número de hombres en puestos de trabajo con mayor remuneración (“techo de cristal”).

No ocurre lo mismo en el mercado de trabajo francés, donde diferentes características y coeficientes sirven para explicar el gap salarial. Siendo ambos significativos, el mayor peso se lo lleva la diferencia en coeficientes a favor del colectivo masculino, lo cual produce que el gap salarial tome una senda creciente a partir del primer tercio de la distribución salarial, poniendo de manifiesto la presencia de “techo de cristal” en este mercado de trabajo.

En Alemania por su parte, solo son significativas las diferentes características de hombres y mujeres ya que la diferencia en coeficientes no muestra un valor determinante a la hora de explicar el gap salarial. Este hecho motiva que la parte no explicada del diferencial entre la retribución del colectivo masculino y del femenino alcance el menor valor entre los tres países analizados.

VIII. Bibliografía

- Akerlof, G. y Kranton, R. (2000): “Economics and identity”, *The Quarterly Journal of Economics* 115 (3), pp. 715 - 753.
- 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.
- Blau, F., Brummund, P. y Liu, A. (2012): “Trends in occupational segregation by gender 1970-2009: Adjusting for the impact of changes in the occupational coding system”, *IZA DP*, 6490.
- Blau, F. y Khan, L. (2017): “The gender wage gap: extent, trends, and sources”, *Journal of Economic Literature*, 55 (3), pp. 789 – 865.
- Blinder, A. S. (1973): “Wage discrimination: Reduced form and structure estimates”, *Journal of Human Resources*, 8, pp. 438 - 455.
- Booth, A. (2007): “The glass ceiling in Europe: Why are women doing badly in the labour market?”, *Swedish Economic Policy Review*, 14, pp. 121 – 144.
- 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.

- Cipollone, A., Patacchini, E. y Vallanti, G. (2014): “Female labour market participation in Europe : novel evidence on trends and shaping factors”, *IZA Journal of European Labor Studies*, 3 (1), pp. 1 – 40.
- 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.
- Dotti, G. (2015): “Within-couple inequality in earnings and the relative motherhood penalty. A cross-national study of European Countries”, *European Sociological Review*, 31 (6), pp. 667 – 682.
- 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.
- Goldin, C. (2002). “A pollution theory of discrimination: Male and female differences in occupations and earnings”, *WP NBER* 8985.
- Goldin, C. (2014): “A grand gender convergence: its last chapter”, *American Economic Review*, 104 (4), pp. 1091 – 1119.
- 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 regression models”, *The Stata Journal*, 8 (4), pp. 453 - 479.
- Koenker, R. y Bassett, G. (1978): “Regression Quantiles”, *Econometrica*, 46 (1), pp. 33 – 50.
- Machado, J. y Mata, J. (2005): “Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression”, *Journal of Applied Econometrics*, 20, pp. 445 – 465.
- Melly, B. (2006): “Estimation of counterfactual distributions using quantile regression”, *Review of Labor Economics*, 68, pp. 543 – 572.
- Murillo, I. y Simón, H. (2014): “La gran recesión y el diferencial salarial por género en España”, *Hacienda Pública Española*, 208, pp. 39 – 76.
- 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.
- Pan, J. (2015): “Gender segregation in occupations: The role of tipping and social interactions”, *Journal of Labour Economics*, 33 (2), pp. 365 – 408.

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.