

¿Mucho ruido y pocas nueces? Análisis y valoración de la estadística oficial de discriminación salarial por razón de sexo en España (2005-2016).

Much ado about nothing? Analysis and assessment of the official statistics on gender wage discrimination in Spain (2005-2016).

José Luis Palacios¹

“You dare easier be friends with me than fight with mine enemy”

W. Shakespeare. *Much ado about nothing*. Beatrice, Act IV, scene 1

Introducción: brecha salarial y discriminación salarial por razón de sexo

La actual diferencia media entre los salarios de hombres y mujeres es un hecho socioeconómico generalizado que admite poca discusión. Las pruebas de que este fenómeno se produce son prácticamente incontestables y están al alcance de cualquiera en multitud de registros estadísticos oficiales. Este diferencial salarial ha recibido la denominación de “brecha salarial por sexo” (*gender pay gap*, en inglés), pero no debe confundirse con la “discriminación salarial por razón de sexo”, puesto que son fenómenos bien distintos. La primera es fácilmente detectable, pues basta con hallar los promedios retributivos a nivel de agregado para constatarla, pero no comporta necesariamente que sea consecuencia de la segunda: que haya una brecha salarial entre los trabajadores de distinto sexo no implica que sea el fruto de una discriminación salarial hacia las mujeres trabajadoras. Puede verificarse que existen prácticas salariales discriminatorias, pero debe probarse que su volumen y alcance son tales que pueden explicar el diferencial salarial total si se pretende hacer ambos conceptos equivalentes.

Para dar cuenta del diferencial salarial por razón de sexo, la literatura especializada (véase, por ejemplo, Murillo y Simón, 2014) contempla tres explicaciones principales: la basada en la teoría del capital humano, la basada

¹ José Luis Palacios es doctor en Sociología y en Metodología de las Ciencias del Comportamiento y sociólogo de la Administración Local del Estado y ejerce su actividad profesional en Madrid (España).

en la teoría de la segmentación y la llamada “economía feminista”. La explicación del capital humano descansa en el supuesto de que la remuneración del trabajo se determina exclusivamente por su utilidad (productividad) marginal, de modo que los diferenciales salariales son la lógica consecuencia de los diferenciales productivos. La explicación de la segmentación postula que las diferencias de salario que hay entre los trabajadores derivan de su ubicación predominante en distintos sectores ocupacionales o productivos, por razones variadas, que da como resultado también distintos salarios. La “economía feminista” defiende que el factor determinante de los menores salarios de las trabajadoras es precisamente que se les segrega en empleos que están vinculados con una intrínseca baja retribución y algunos autores (por ejemplo, Blau y Kahn, 2000; Casado y Simón, 2015) creen que la segregación de las trabajadoras en sectores y ocupaciones de bajos salarios es uno de los factores con mayor capacidad explicativa de la brecha salarial por razón de sexo.

Por otro lado, se ha apuntado (Croson y Gneezy, 2009; Lippa, 2010) que la brecha salarial también podría estar originada, al menos parcialmente, por las diferentes preferencias de hombres y mujeres a la hora de optar por unos u otros empleos, supuestamente en concordancia con sus distintos rasgos e intereses personales, aunque esta es una vertiente explicativa ajena en general a la perspectiva de la economía y la sociología del trabajo. Se ha documentado, por ejemplo, que las mujeres, en promedio, muestran una mayor aversión al riesgo, menor aprecio por la competición y menor asertividad en la negociación de condiciones laborales (Rigdon, 2012), todo lo cual tendería a deprimir sus salarios en comparación con los de los hombres.

Por último, diversos estudios (v.g. Gardeazábal y Ugidos, 2005, Gradín y Del Río, 2009) han hallado que la brecha salarial por razón de sexo no presenta la misma amplitud en todos los niveles de la distribución ocupacional de las trabajadoras, sino que muestra una tendencia decreciente en mayor grado en los ámbitos laborales en los que la cualificación profesional y los salarios son menores, abriéndose más en el extremo superior de la distribución.

Por su parte, la discriminación salarial por razón de sexo propiamente dicha trasciende la mera diferencia de salarios, en promedio, entre los trabajadores de distinto sexo y exhibe el carácter de abuso e injusticia que posee el hecho de

pagar menos a alguien por hacer el mismo trabajo que otro. Más técnicamente, se suele citar como referencial la definición de discriminación salarial del economista Keneth Arrow como la valoración en el mercado de trabajo de características personales que no están relacionadas con la productividad (Arrow, 1973). Nótese que la diferencia con el concepto de brecha salarial no radica en la *divergencia* salarial, que puede fundamentarse en diversas causas objetivas, sino en la valoración de factores *distintos de la productividad* (el trabajo realizado, en suma) a la hora de retribuirla.

Se ha argumentado (Palacios, 2017), acudiendo a poderosas razones de carácter social, legal y económico, la improbabilidad de que la discriminación salarial de las trabajadoras sea generalizada. Es harto dudoso que la discriminación salarial por razón de sexo, aun produciéndose en alguna medida, sea causa suficiente para explicar la magnitud del diferencial salarial observable en nuestro país, que es algo superior al 20% en total y que alcanza el 14% en términos de salario/hora (Eurostat, 2018), y que ni siquiera entre los empleados públicos desciende del 8% (en la actualidad, en promedio y por hora trabajada), según los datos que ofrece la Encuesta de Estructura Salarial (INE, 2016). Con una población ocupada de casi 19 millones de personas, de las que más de 8,5 millones son mujeres (INE, 2018), si la brecha salarial por hora trabajada es 0,14, y esta se distribuyera uniformemente, en cualquier trabajadora tomada al azar se observaría ese diferencial retributivo. Si la brecha salarial se distribuyera normalmente ($N[0; 1]$), en el espacio distributivo comprendido entre el promedio, 0,14, y más/menos tres desviaciones típicas estaría el 99,7% de las trabajadoras (sus salarios) y en cualquier forma distributiva del diferencial sabemos, por la desigualdad de Chevyshev, que en el espacio comprendido entre el promedio y más/menos tres desviaciones típicas estaría el 88,9%. Naturalmente, depende de la varianza del diferencial salarial que resulte más o menos probable encontrar una trabajadora que lo experimente tomando una muestra aleatoria de cierto tamaño, pero habida cuenta de que el error relativo para la estimación de la ganancia bruta anual en el caso de las mujeres que arroja la Encuesta de Estructura Salarial citada es de solamente 0,57 puntos porcentuales (INE, 2016), cabe concluir que una muestra al azar entre trabajadoras captaría el diferencial salarial en la población con mucha precisión (de hecho, la forma de la distribución

de los salarios de las trabajadoras es una gaussiana con discreta asimetría positiva). Si se afirma que la brecha salarial está causada por discriminación salarial, es evidente que captando la primera se capta la segunda, de manera que bastarían muestras aleatorias de tamaño discreto, digamos 500 casos, para detectar la discriminación salarial por razón de género con un error típico también discreto (inferior al 5% para datos globales) y dentro de unos márgenes de confianza del 95%.

Incluso sin disponer de los datos que lo evidencian (INE, 2016, 2018), se antojaría muy improbable que todas las trabajadoras sufran la brecha salarial en la misma medida, siendo más plausible suponer que algunas la experimenten en mayor grado y otras en menor y también que, si bien el promedio de brecha salarial es de un 14%, no toda esta proporción es en sentido estricto discriminación salarial propiamente dicha. Sin duda la idea popular de que las mujeres trabajadoras cobran un 14% menos que los hombres trabajadores (en términos de salario/hora) por hacer *el mismo trabajo* es absolutamente errónea, porque es muy fácil constatar que existen ciertos factores objetivos que explican una parte, cuando menos, de la brecha salarial, como es el caso evidente de la antigüedad en el desempeño laboral. Sin embargo, se puede albergar la sospecha de que si no todo, una parte sustancial del diferencial salarial está causado por la discriminación por razón de sexo, de manera que, con carácter general, las trabajadoras sufran una merma retributiva por el mero hecho de ser mujeres, a pesar de lo que dictan las leyes, la teoría económica, la eficiencia empresarial, la moral y el sentido común.

Obviamente, la mejor manera de despejar las dudas sobre el alcance de la discriminación salarial por razón de sexo es sustanciar empíricamente, con datos salariales reales, si en efecto dicha discriminación se produce y en qué medida. Eventualmente, si la discriminación existe se puede además perfilar en virtud de variables como el territorio, el tipo y el tamaño de la empresa, el sector productivo y un abundante etcétera, lo cual contribuiría a matizarla y a explicarla mejor. Una vía directa para determinar la existencia y el grado de una posible discriminación salarial de esta índole es observar si se produce en la población de trabajadoras, o en muestras representativas de la misma, y registrarla, pues así se evidenciarían su magnitud y sus características. Otra vía, indirecta, es estudiar

las distribuciones salariales de hombres y mujeres y controlar el efecto de todas las variables que pueden contribuir a que esas distribuciones salariales difieran, de tal modo que se pueda determinar qué parte del diferencial salarial puede deberse al mero sexo del trabajador. Esta última vía, probablemente por razones de coste, es la que parece ser más frecuente entre los estudiosos del tema, aunque también es más imperfecta, ya que constituye una estimación aproximativa del fenómeno, en vez de una *medida* propiamente dicha del mismo.

La aproximación econométrica a la discriminación salarial por razón de sexo

Muchos investigadores han pretendido aislar el efecto estricto del sexo sobre el nivel salarial de los trabajadores mediante procedimientos de regresión estadística. Generalmente, se utilizan ecuaciones de regresión de tipo minceriano (Mincer, 1958, 1974) para medir el grado de discriminación salarial propiamente dicha de las mujeres, como en el método Oaxaca-Blinder (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973), que como es sabido permite descomponer la brecha salarial entre los dos sexos a partir de las siguientes expresiones:

$$W_h = \beta_h X_h + u_h$$

$$W_m = \beta_m X_m + u_m$$

donde W_i es el logaritmo neperiano² del salario por hora, X_i se refiere a las características productivas del trabajador, β_i al precio de mercado de tales características, y h y m aluden a los distintos sexos (hombre o mujer). De tal manera que la diferencia salarial media por hora entre ambos sexos puede descomponerse así:

$$W_h - W_m = \beta_h(X_h - X_m) + X_m(\beta_h - \beta_m)$$

El segundo término de la parte derecha de la igualdad constituye el componente “no explicado” (estadísticamente) de la brecha salarial porque

² El uso de logaritmos para expresar el salario es habitual cuando se emplean porcentajes en la métrica de la ecuación.

proviene de variables no observables y *puede* entenderse como una *estimación* del porcentaje de brecha salarial que se debe a discriminación sexual.

El método Oaxaca-Blinder ha sufrido variadas revisiones desde que fue propuesto (Heckman, 1979; Juhn, Murphy y Pierce, 1993; Neumark, 1988; Oaxaca y Ramson, 1994), para corregir deficiencias econométricas y estadísticas del planteamiento original (Casado y Simón, 2015; García, Prieto y Simón, 2014; Hernández y Méndez, 2005; Vicéns, 2012) intentando evitar sesgos estadísticos reconocidos como el de selección muestral o el de la incertidumbre informativa y heterogeneidad de las variables explicativas escogidas. Algunos investigadores han optado por transformaciones de formato o enfoque de las ecuaciones de regresión, como las basadas en cuantiles (v.g. García, Hernández y López-Nicolás, 2001; Machado y Mata, 2005), en la frontera estocástica (v.g. Díaz y Sánchez, 2013; Rodríguez-Álvarez y Pérez, 2012) o en la descomposición con “función de influencia recentrada” para mejor aislar los efectos de cada variable del modelo (v.g. Fortin, Lemieux y Firpo, 2009, 2011).

El modelo regresivo asigna el residuo no explicado del diferencial salarial a la variable sexo, pero probablemente sirve sobre todo para mostrar la parte de varianza total cuya causa se desconoce, “la medida de nuestra ignorancia” en palabras del propio Jacob Mincer (Mincer, 1979: 284). El modelo de regresión usado nunca es exhaustivo en variables independientes (v.g. Del Río, Gradín y Cantó, 2011; Emakunde, 2012; Escot et al., 2006; Ministerio de Sanidad, 2012) y muestra efectos estadísticos que probablemente no provienen de la variable sexo, sino de otras variables no incluidas en el modelo con las que el sexo está asociado o de las que resulta mero indicador. Si en la ecuación no se incluyera (como *sí* se hace en el modelo general minceriano o en las versiones del Oaxaca-Blinder) la antigüedad laboral, por ejemplo, sus efectos emergen a través de la variable sexo, ya que precisamente las mujeres arrojan antigüedades inferiores por su más tardía incorporación al mundo laboral (actualmente y para el agregado): parecería que el sexo explica un residuo, pero sólo lo hace *estadísticamente*; es la antigüedad la causa eficiente de la diferencia salarial (o de una parte de ella). De manera semejante, si en la ecuación no se incluye como regresor el tipo concreto de estudios realizados (como *no* se hace en los métodos anteriores), sino solamente los años de educación o el *nivel*

general de estudios realizados (primarios, secundarios o universitarios), su efecto puede emerger a través del regresor “sexo” y verse como varianza explicada por discriminación salarial, en vez de explicada por la diferente rentabilidad salarial que poseen los distintos tipos de estudios y formaciones profesionales (algo que ha sido puesto de manifiesto por numerosos informes: v.g. Esade-Infojobs, 2017; Expansión, 2017; Universia, 2016).

Por otro lado, y de manera aparentemente sorprendente, los resultados a los que llegan las diversas investigaciones econométricas para concretar la parte de brecha salarial que se debería a la discriminación por razón de sexo son muy dispares, oscilando entre el 40% o más y el 5% (véanse por ejemplo las revisiones de la literatura de Gould, Schieder y Geier, 2016 o de Blau y Kahn, 2016). Algunos estudios (v.g. Escot et al., 2006) incluso encuentran diferenciales de discriminación salarial por razón de sexo que pueden duplicarse o triplicarse en virtud de las regiones en las que se mida, lo cual es aún más sorprendente. Pero, más allá de las singularidades de las poblaciones estudiadas y de las técnicas estadísticas empleadas al efecto, lo que probablemente indica este amplio abanico de “gaps” salariales debido a “factores inobservables” (que se interpretan como *discriminación*) es que la heterogeneidad de los regresores escogidos se traduce, en efecto, en una mayor o menor varianza de la variable dependiente no explicada por la ecuación y, consecuentemente, en un mayor o menor residuo de la regresión. Como se comenta en un reciente informe sobre la brecha salarial del Ministerio de Sanidad y Servicios Sociales (2012: 141): “... estas variaciones [las del diferencial salarial] apuntan a que la incorporación de distintas variables modifica el valor del diferencial recogido por la variable sexo”. La modelización estadística, aunque es una herramienta muy valiosa para entender y formalizar un fenómeno, raramente alcanza a explicar toda su variabilidad, y máxime si pretende captar un entramado de comportamiento social como son las relaciones laborales, donde no puede ir más allá de las hipótesis que relacionan las variables consideradas en la ecuación de modelización.

Las técnicas econométricas para determinar la discriminación salarial “por razón de género” resultan, como vemos, demasiado imprecisas, pues llevan a cabo inferencias sobre presupuestos estadísticos y lógicos que permiten

cuestionar en cierto grado su validez y fiabilidad. Más robustas en todos los sentidos son las estrategias de registro y cómputo directo de las prácticas retributivas, como la implementada por la Inspección de Trabajo, pues no estiman la discriminación salarial sobre agregados, sino que la *constatan* con casos reales, sin perjuicio de que la técnica empleada al efecto suela ser el muestreo estadístico, habida cuenta del enorme volumen de la población de trabajadores, que haría impracticable el análisis individualizado de todos y cada uno de los salarios de los trabajadores de un país. Por otra parte, el desarrollo de la teoría del muestreo y la maduración de la técnica de encuesta han propiciado tales cotas de precisión y confiabilidad de los estimadores que se hace innecesario, en la mayor parte de las ocasiones, recoger datos de la totalidad de casos de una población para conocer el valor de un parámetro, ya que la ganancia informativa si se procede así es casi siempre irrelevante y no justifica los costes que se habrían de asumir³. Ciertamente, la metodología muestral también proporciona una *estimación* del parámetro investigado, pero la depuración técnica y un gran tamaño de la muestra permiten aproximarlos de tal modo que prácticamente lo identifican en su valor real. De hecho, la cuantificación de la brecha salarial en nuestro país (el citado 14% en términos de salario/hora) se ha obtenido mediante encuesta por muestreo, aunque existen otras fuentes estadísticas (Agencia Tributaria, Seguridad Social) que también permiten concretarla. De la utilidad práctica y la precisión del muestreo estadístico en el análisis de datos masivos es expresión paradigmática su continuo uso en el control de la calidad, para la detección de disconformes de la producción de bienes y servicios, con conocidas técnicas de inspección bien fundamentadas y desarrolladas (v. g. Montgomery, 1991; López Ortega, 2002; Palacios, 2003).

Fuentes estadísticas robustas: los informes de la Inspección de Trabajo del Ministerio de Empleo y Seguridad social.

Para valorar mejor el dispositivo de registro y cómputo por parte de la Inspección de Trabajo de la discriminación salarial por razón de sexo, y la calidad y fiabilidad

³ Incluso el actual Censo de Población en España se realiza desde 2011 tomando una muestra (aunque muy amplia: 12,3% de la población), con el auxilio de fuentes estadísticas complementarias.

de esta fuente informativa, parece oportuno que nos detengamos brevemente en la descripción del mismo antes de mostrar sus datos.

La inspección de trabajo del Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social ejerce su vigilancia del cumplimiento de las normas de “orden social” en las empresas españolas en varias áreas de actuación (Ley 42/1997 de Ordenación de la Inspección de Trabajo y Seguridad Social; versión revisada en Ley 23/2015 Ordenadora del Sistema de Inspección de Trabajo y Seguridad Social):

- Relaciones Laborales
- Seguridad y Salud Laboral y Prevención de Riesgos Laborales
- Empleo y Extranjería
- Seguridad Social
- Otras áreas (asistencia técnica, emisión de informes, etc.)

Se entiende por “actividad inspectora” el conjunto de actuaciones destinadas a comprobar el cumplimiento de las disposiciones legales, reglamentarias y convenidas en el “orden social”. Las actuaciones realizadas en cada área competencial de las arriba enunciadas se llevan a cabo por los inspectores de Trabajo y Seguridad Social y por los subinspectores de Empleo y Seguridad Social. Como consecuencia de su actividad inspectora, estos funcionarios pueden advertir, requerir o, en su caso, iniciar un procedimiento sancionador. El “requerimiento” tiene como objeto que el sujeto responsable (generalmente el empresario o sus representantes) adopte las medidas necesarias para cumplir la normativa de “orden social” vigente en aquellos aspectos en que se hubiera detectado una desviación de dicha normativa. Las “infracciones administrativas” son las acciones u omisiones de los responsables tipificadas y sancionadas en las leyes y disposiciones establecidas al efecto. Cuando se constatan hechos constitutivos de una infracción del “orden social”, se levanta un acta por parte de la Inspección, que está dotada de presunción de certeza de los hechos y circunstancias apreciados por el funcionario actuante.

La actividad de los inspectores y subinspectores genera un conjunto de datos, que reúne la Dirección General de la Inspección según lo indicado por la Subdirección General de Estadísticas Sociales y Laborales del Ministerio. Estos datos están disponibles agrupados en una serie de indicadores preestablecidos,

que pueden consultarse libremente en los Informes Anuales de la Inspección de Trabajo y Seguridad Social y que desde 2005 incluyen información específica sobre actuaciones por discriminación por razón de sexo en el área de las Relaciones Laborales. A partir de 2009, los Informes incorporan indicadores relacionados con las campañas especiales de detección de la discriminación salarial por razón de sexo. Los datos correspondientes a estos indicadores se muestran en las tablas 1 y 2.

Tabla 1

INDICADOR	2005	2006	2007	2008
Nº de actuaciones por discrim. en Relaciones Labs.	621	544	631	1.126
Nº de infracciones reflejadas en actas	28	14	21	52
Nº trabajadores afectados por las infracciones	1.410	314	74	792
Nº trabajadores discriminados en acceso empleo	12	8	7	289
Nº actuaciones por toda discriminación por sexo	1.564	1.442	1.407	4.029
Nº infracciones por toda discriminación por sexo	84	56	52	121
Nº trabajadores afectados por una infracción	1.514	365	604	1.620

Tabla 2

INDICADOR	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Nº de actuaciones por discrim. por sexo en RR. LL.	1.504	1.603	1.640	1.368	1.533	1.373	1.357	1.358
Nº de infracciones en actas	45	38	34	15	15	14	25	23
Nº trabajadores afectados por las infracciones	405	979	490	24	1.804	118	376	319
Nº trabajadores discrim. en acceso empleo	842	464	17	4	8	4	24	6
Nº actuaciones por toda discriminación por sexo	6.205	6.491	6.325	6.097	6.481	6.698	6.347	5.976
Nº infracciones por toda discriminación por sexo	118	151	106	82	110	76	86	81
Nº trabajadores afectados por una infracción	6.725	15.783	13.859	13.178	22.668	20.152	19.127	22.019

Las actuaciones por discriminación por sexo en las “relaciones laborales”, aunque crecen en términos absolutos en el periodo considerado, representan aproximadamente un tercio, en promedio, de todas las actuaciones por discriminación por sexo realizadas por la Inspección en las empresas seleccionadas. La discriminación por sexo en materia de relaciones laborales generó levantamiento de actas por infracción en cierto número de casos, que

también suponen aproximadamente un tercio, en promedio, del total de actas de infracción por razón de sexo en todas las materias contempladas en la inspección. Las infracciones recogidas en actas de la Inspección por discriminación por razón de sexo, tanto en general como en materia de relaciones laborales en particular, con respecto a las actuaciones por discriminación por razón de sexo en general, alcanzan una proporción muy discreta para todo el periodo, con tendencia decreciente, que apenas llega al 5% en el primer caso y que no alcanza el 1% en el segundo (véase la figura 1), es decir, que solo una parte muy pequeña de las actuaciones de la Inspección por discriminación por razón de sexo generan un acta de infracción.

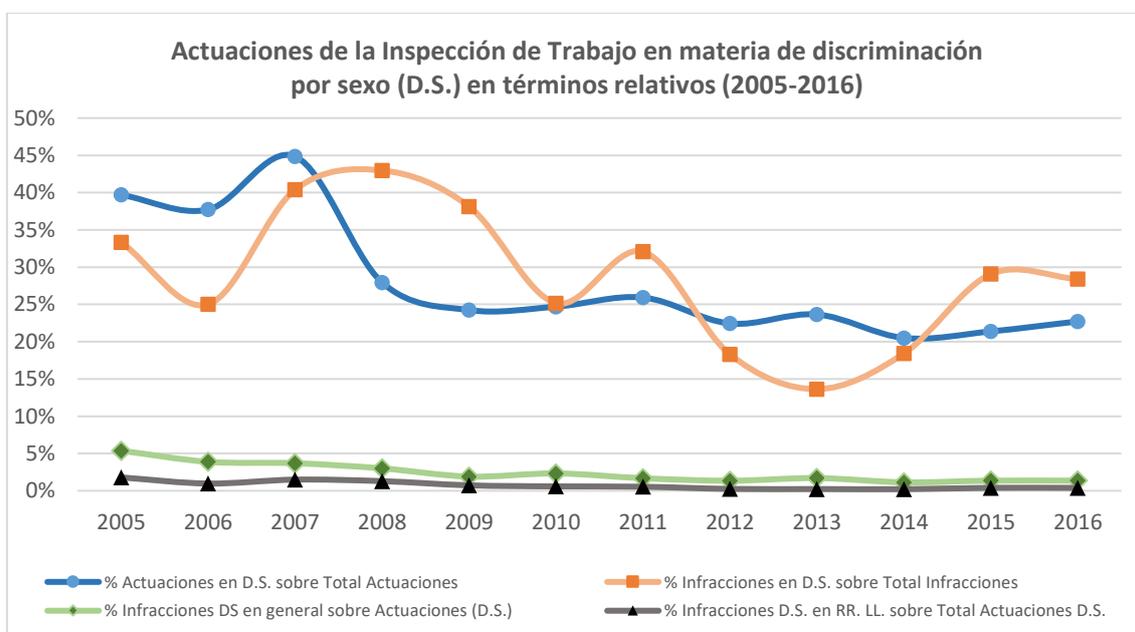


Figura 1

Las campañas especiales de inspección de la discriminación salarial por razón de sexo

A partir de 2009, el Ministerio competente (entonces “de Trabajo e Inmigración”), en colaboración con el Ministerio de Igualdad (hoy desaparecido), decidió impulsar una *campaña de inspección especial*, que se ha mantenido año tras año hasta la fecha, para detectar la discriminación *salarial* propiamente dicha por

razón de sexo, distinguiéndola de otras formas de discriminación por sexo, con un procedimiento específico al efecto. En la tabla 3 se detallan los principales indicadores que dan noticia de sus resultados.

Tabla 3

INDICADORES	CAMPAÑAS DE INSPECCIÓN DE DISCRIMINACIÓN SALARIAL							
	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Nº empresas inspeccionadas en la campaña	241	362	445	411	565	446	414	408
Nº trabajadores considerados en la campaña	46.239	57.221	65.276	264.496	158.434	182.785	32.380	32.701
Nº mujeres en la campaña	26.866	29.371	29.452	155.078	74.962	108.518	17.060	15.982
Nº empresas con discrimin. salarial detectada	12	7	3	21	2	4	4	3
Nº actas de infracción a empresas por discrim. salarial	5	1	1	2	1	1	3	2
Nº mujeres con discrimin. salarial detectada	345	1.251	223	266	430	142	70	nd
Nº mujeres en acta de infracción por discrim. salarial	265	39	3	4	429	nd	nd	nd
Nº otras discriminaciones NO salariales detectadas en la campaña	492	4	nd	43	556	nd	nd	nd

Antes que nada, conviene reparar en la calidad metodológica de la selección muestral de empresas, que se presume aleatoria (porque de otra forma invalidaría su representatividad), estratificada por provincia, por tamaño y por sector y abarcando un volumen de trabajadores muy grande (la de 2009, 241 empresas con 46.239 trabajadores; la de 2012, 411 empresas y 264.496 trabajadores; la de 2013, 565 empresas y 158.434 trabajadores). Es decir, que desde el punto de vista de los requisitos de la teoría del muestreo para hacer inferencias válidas al conjunto de la población (de empresas y de trabajadores), se satisface toda exigencia de representatividad (los errores típicos absolutos en el supuesto *MAS* y varianza máxima y con un nivel de confianza del 95,5% para las muestras de las tres campañas citadas son respectivamente de 0,064, 0,049 y 0,042 para la población de empresas, y de 0,0047, 0,0019 y 0,0025 para la población de trabajadores).

En relación con el contenido de la información que proporcionan los indicadores de resultados de estas campañas, lo más destacable es que el

número de empresas en las que se detecta alguna clase de discriminación salarial es muy reducido. En la campaña de 2009, se detectaron 12 empresas en la que se observaba discriminación salarial y en 2012 se detectaron 21, el año en que la proporción de empresas con discriminación salarial observable en relación con el total de las inspeccionadas ha sido más elevada (5,11%); en el resto de campañas realizadas hasta 2016, el volumen de empresas con discriminación salarial observable y, sobre todo, su peso sobre el total de empresas inspeccionadas, ha sido mucho menor (en general inferior al 1%). Este indicador, además, resulta matizado si consideramos el volumen de empresas a las que finalmente se les ha levantado un acta por infracción (presumiblemente por una práctica discriminatoria dolosa, que habría ido más allá de la que solo merece una advertencia o un requerimiento), pues solamente en la campaña de 2009 alcanzó la cifra de cinco empresas (2,07% de las inspeccionadas), siendo en las campañas siguientes muy inferior, de uno a tres casos como máximo (siempre inferior al 1% de las empresas inspeccionadas).

Mayor matiz proporcionan las cifras correspondientes no ya a las empresas inspeccionadas, sino a los trabajadores involucrados en las inspecciones de las campañas. Si nos circunscribimos a las mujeres trabajadoras⁴, podemos constatar (tablas 3 y 4 y figura 2) que las que, según la Inspección, sufren alguna discriminación salarial alcanzan cifras más bien exiguas (cuando más en 2009 y 2010), especialmente en relación con el volumen total de mujeres que trabajan en las empresas sometidas a inspección: salvo en la campaña de 2010, en la que se detectó un 4,26% de mujeres que sufrían alguna discriminación salarial sobre el total de mujeres trabajando en las empresas inspeccionadas, en el resto de campañas la proporción es casi siempre inferior al 1% (en las últimas tres registradas, inferior al 0,5%). Y si tenemos en cuenta solamente las trabajadoras cuya discriminación salarial motiva un acta de infracción, las cifras son aún menores (aunque a partir de 2014 los Informes no dan noticia de este indicador), pues salvo en la campaña de 2009 (con un 0,99%) casi nunca superan el 0,1% (0,57% en 2013).

⁴ En el Informe de la campaña de 2009 (Ministerio de Igualdad-Ministerio de Trabajo e Inmigración, 2010) se dice (p. 172) que se ha detectado discriminación salarial en 590 personas, 245 hombres y 345 mujeres ("personas que integran los grupos con discriminación salarial"), pero se comenta que los hombres percibían un complemento salarial y las mujeres no, así que se entiende que la discriminación en sentido negativo afectaba a las 345 mujeres.

Tabla 4

INDICADOR	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
% empresas con DSS s/muestra	4,98	1,93	0,67	5,11	0,35	0,90	0,97	0,74
% empresas con acta infracción por DSS s/detectadas	41,67	14,29	33,33	9,52	50,00	25,00	75,00	66,67
% empresas con acta infracción por DSS s/muestra	2,07	0,28	0,22	0,49	0,18	0,22	0,72	0,49
% de trabajadoras afectadas por DSS s/total muestra	1,28	4,26	0,76	0,17	0,57	0,13	0,41	0,44
% de trabajadoras afectadas por DSS en acta infracción	0,99	0,13	0,01	<0,01	0,57	sd	sd	sd

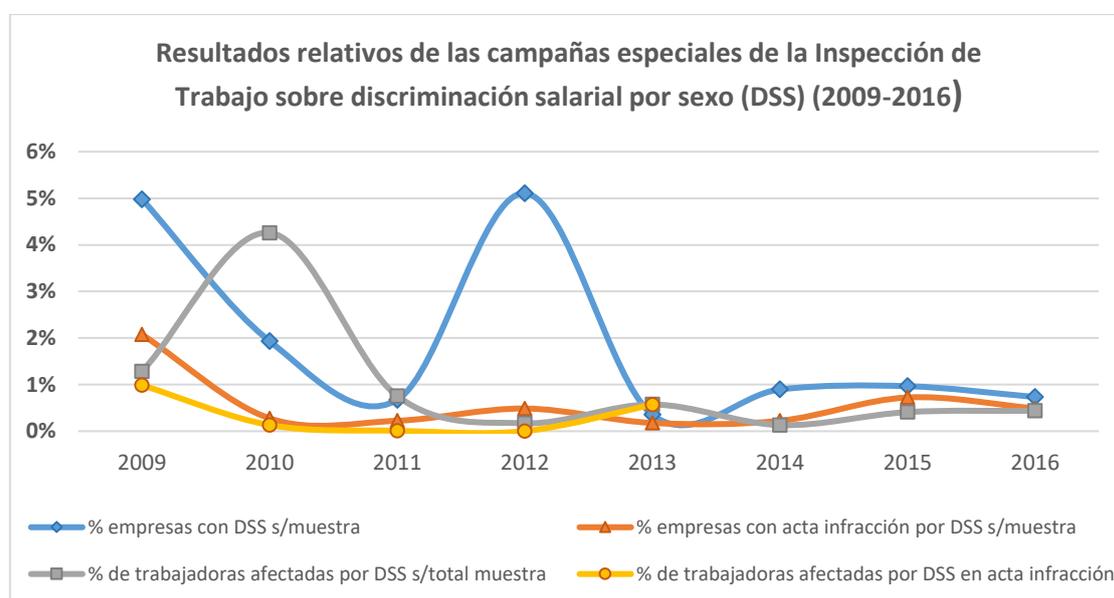


Figura 2

Una cuestión que merece la pena subrayar es que en las actuaciones de la Inspección la discriminación salarial que se detecta no se refiere a la retribución derivada de lo establecido en el convenio laboral correspondiente, de sector o de empresa (tablas salariales), sino al “pago de complementos salariales voluntarios por parte de las empresas” (Ministerio de Igualdad-Ministerio de Trabajo e Inmigración, 2010: 160), de manera que se advierte que la discriminación salarial de las trabajadoras no se produce en su sueldo consolidado, sino *en retribuciones extras*, formalmente conceptuadas como debidas a la calidad o cantidad del trabajo realizado.

Estimación de la discriminación salarial por razón de sexo en el periodo 2005-2008

Como puede observarse en la tabla 1, los indicadores correspondientes al periodo 2005-2008 no expresan la discriminación *salarial* propiamente dicha, incluyéndose ésta dentro del epígrafe de “Discriminación por razón de sexo en la relación laboral”. Por consiguiente, tendremos que estimar el peso de la discriminación salarial por razón de sexo durante este periodo para poder apreciar su magnitud a lo largo de toda la serie temporal 2005-2016.

En 2005 se inspeccionaron 423.707 centros de trabajo, dando lugar a 1.397.920 actuaciones, de las cuales 95.114 lo fueron en materia de relaciones laborales. En 2006 se inspeccionaron 436.274 centros de trabajo, con 1.408.656 actuaciones, de las cuales 95.338 lo fueron en materia de relaciones laborales. En 2007 se inspeccionaron 433.701 centros de trabajo y se realizaron 1.229.163 actuaciones, de las que 90.455 lo fueron en el área de relaciones laborales. Y en 2008, se inspeccionaron 610.774 centros de trabajo, realizándose 1.047.977 actuaciones, de las cuales 92.279 lo fueron en materia de relaciones laborales. La discriminación *por razón de sexo* en las relaciones laborales alcanzó un número de 621 actuaciones en 2005, de 544 en 2006, de 631 en 2007 y de 1.126 en 2008. Es decir, el 0,65%, el 0,57%, el 0,70% y el 1,22% del total de actuaciones en esa materia. En la tabla 5 puede verse el compendio de todos estos datos.

Tabla 5

INDICADOR	2005	2006	2007	2008
<i>Nº centros de trabajo Inspeccionados</i>	423.707	436.274	433.701	610.774
<i>Nº actuaciones de la Inspección</i>	1.397.920	1.408.656	1.229.163	1.047.977
<i>Nº actuaciones en Relaciones Laborales</i>	95.114	95.338	90.455	92.279
<i>Nº actuaciones en RR. LL. por razón de sexo</i>	621	544	631	1.126
<i>% actuaciones en RR. LL. por razón de sexo</i>	0,65%	0,57%	0,70%	1,22%

Comoquiera que bajo el rótulo de “relaciones laborales” la Inspección atiende a cuestiones relativas a “relaciones individuales y colectivas y protección, derechos y garantías de los representantes de los trabajadores, conciliación y mediación en conflictos y huelgas, arbitraje y otros asuntos” (Mº Empleo y S.S., 2015: 2), parece evidente que sólo una parte de los casos computados en este epígrafe se refieren a la discriminación *salarial* por razón de sexo, quedando expresamente fuera del cómputo asuntos como el acoso sexual o la discriminación en el acceso al empleo. El volumen de actuaciones de la Inspección motivadas por discriminación salarial por razón de sexo ha de ser, por tanto, inferior al volumen total de actuaciones en materia de relaciones laborales, pero estimarlo resulta arriesgado debido al amplio margen de incertidumbre con el que hay que trabajar.

Una razonable estimación puede hacerse ponderando este indicador con otro correspondiente a las campañas para la detección de la discriminación salarial por razón de sexo propiamente dicha: el de *número de empresas en las que como resultado de la inspección se ha detectado discriminación de este tipo y ello ha generado una actuación de la Inspección*. Así, si en la Inspección correspondiente al año 2009 se realizaron 1.504 actuaciones relativas a una discriminación por razón de sexo en el área de las relaciones laborales y en la campaña especial de ese año se realizaron 14 actuaciones por discriminación salarial por razón de sexo, ello comportaría que la razón entre uno y otro indicador sería de $14/1.504 = 0,93\%$, razón que alcanzaría su máximo valor (1,54%) en la inspección y campaña de 2012. Por consiguiente, basándonos en este procedimiento, y tomando como ponderador la razón de mayor valor (la de 2012: 1,54%), estimaríamos de este modo el valor máximo de la incidencia de la discriminación salarial por razón de sexo sobre el monto total de discriminación por razón de sexo en materia de relaciones laborales en un volumen de 10, 8, 10 y 17 casos (“actuaciones”), para 2005, 2006, 2007 y 2008, respectivamente, es decir una proporción de actuaciones en discriminación *salarial* por razón de sexo de 1,61%, 1,47%, 1,58% y 1,60% del total de actuaciones en el ámbito de la discriminación por razón de sexo en materia de relaciones laborales en general, y de 0,64%, 0,55%, 0,71% y 0,45% (es decir, siempre < 1%) del total de actuaciones en discriminación por razón de sexo en general. En la figura 3

pueden verse estas proporciones en una perspectiva longitudinal, abarcando todo el periodo 2005-2016, aunque lo más probable es que el método de estimación empleado para el periodo 2005-2008 las sobredimensione.

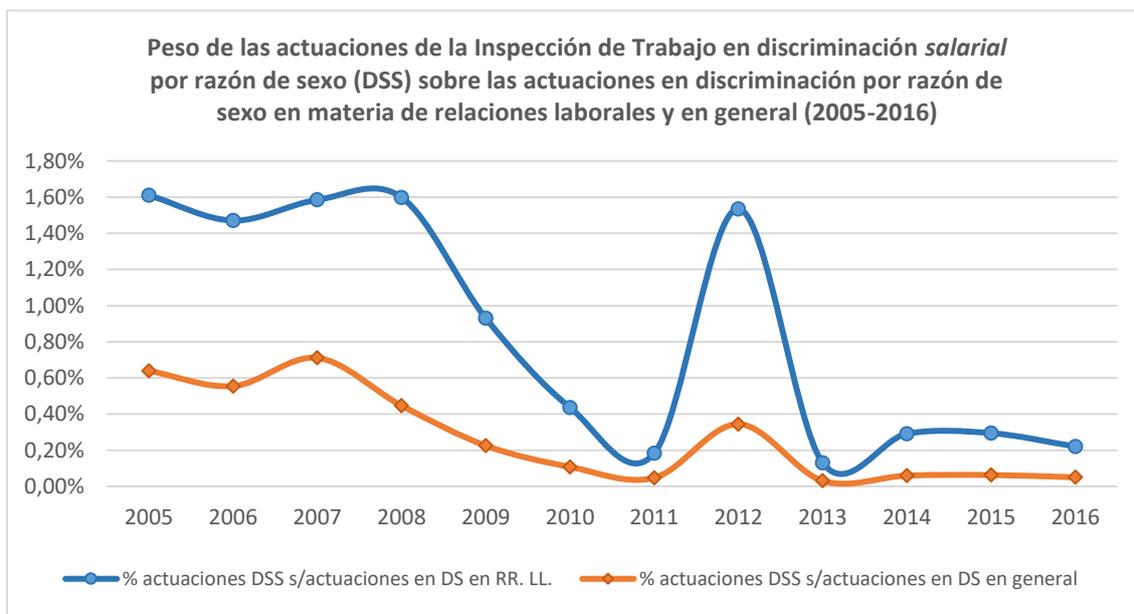


Figura 3

El alcance la de discriminación salarial por razón de sexo en España en el periodo 2005-2016

Si a la serie del indicador *% de actuaciones en empresas por discriminación salarial por sexo (DSS) en materia de relaciones laborales* en el periodo 2009-2016 le añadimos los indicadores *% de empresas con acta de infracción por DSS*, *% de trabajadoras afectadas por DSS* y *% de trabajadoras afectadas por DSS en acta de infracción*, estimándolos para el periodo 2005-2008 utilizando ahora como ponderador las medias recortadas de los valores absolutos sobre los que se calculan estos indicadores para el periodo 2009-2016, reflejadas en la tabla 6, el resultado es el que se aprecia en la tabla 7 y en la figura 4, donde se muestran los valores relativos de la discriminación salarial por razón de sexo detectada por la Inspección para el periodo 2005-2016. Evidentemente, el método de estimación para el periodo 2005-2008 es frágil, porque algunos de los

indicadores con valores absolutos presentan una gran variabilidad y sus series cronológicas son demasiado cortas e incompletas, de manera que a pesar de utilizar la prudente media recortada para evitar en cierto grado el peso distorsionante de los valores extremos para calcular el ponderador, es posible que los valores del periodo 2005-2008 estimados se aparten considerablemente del parámetro real. Sin embargo, no parece disparatado suponer que no han debido alejarse mucho de los parámetros del periodo 2009-2016, habida cuenta del paralelismo cuantitativo que observamos *en todos* los años del periodo en aquellos indicadores disponibles para el periodo completo considerado.

Como vemos, los indicadores relativos (porcentuales) de discriminación salarial por razón de sexo derivados de la actividad de la Inspección arrojan valores muy bajos, incluso teniendo en cuenta su muy probable magnificación en el periodo 2005-2008 debida al método empleado para su estimación. El porcentaje de empresas de la muestra en las que la Inspección detectó algún caso de DSS sólo en alguna ocasión alcanza el 5% y el porcentaje de empresas a las que finalmente se les levantó un acta de infracción por DSS es aún mucho menor, casi siempre por debajo del 1% de la muestra. En lo que se refiere al volumen de trabajadoras con DSS, los porcentajes son todavía mucho menores, inferiores casi siempre al 0,5% de la muestra.

Tabla 6

INDICADORES	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	Media recortada
<i>Nº empresas inspeccionadas con DSS</i>	241	362	445	411	565	446	414	408	414,33
<i>Nº trabajadoras con DSS</i>	345	1.251	223	266	430	142	70	nd	281,20
<i>Nº actuaciones en empresas con DSS</i>	14	7	3	21	2	4	4	3	5,83
<i>Nº actas infracción a empresas por DSS</i>	5	1	1	2	1	1	3	2	2,33
<i>Nº trabajadoras en actas infracción por DSS</i>	265	39	3	4	429	nd	nd	nd	102,70

Tabla 7

INDICADORES	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
% empresas con DSS s/muestra	2,30	2,02	2,34	4,18	4,98	1,93	0,67	5,11	0,35	0,90	0,97	0,74
% empresas con acta infracción por DSS s/muestra	0,56	0,56	0,56	0,56	2,07	0,28	0,22	0,49	0,18	0,22	0,72	0,49
% de trabajadoras afectadas por DSS s/total muestra	0,59	0,59	0,59	0,59	1,28	4,26	0,76	0,17	0,57	0,13	0,41	nd
% de trabajadoras afectadas por DSS en acta infracción	0,22	0,22	0,22	0,22	0,99	0,13	0,01	0,00	0,57	nd	nd	nd

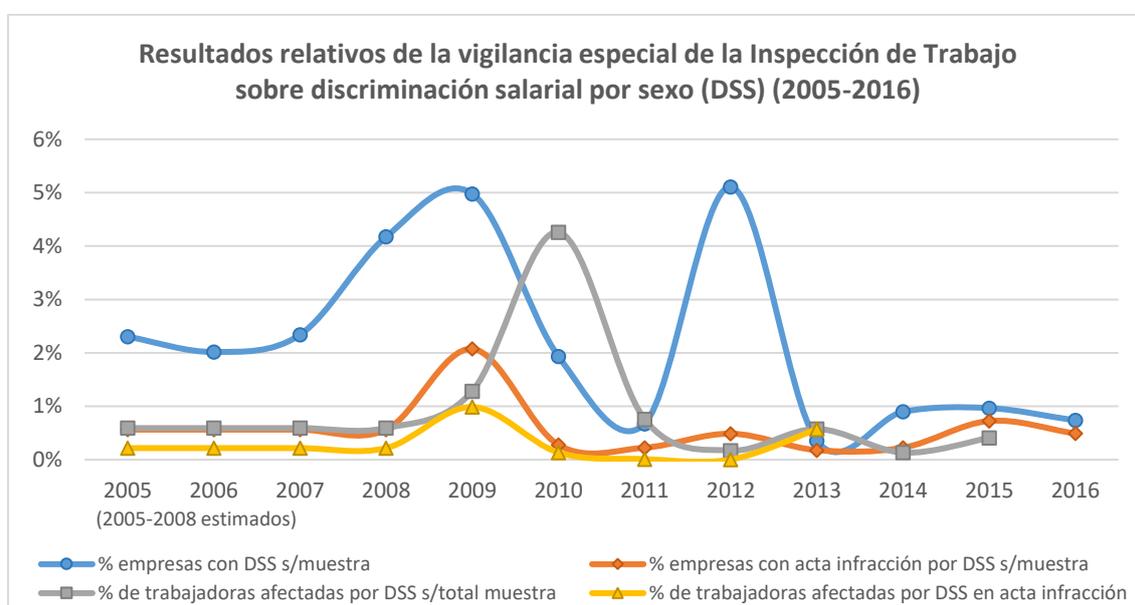


Figura 4

A modo de conclusión: el diferencial salarial por sexo de los trabajadores y la discriminación salarial por razón de sexo

Hemos señalado que existen dos formas principales para detectar la discriminación salarial por razón de sexo. Una de ellas es el análisis econométrico, usualmente llevado a cabo con técnicas de regresión estadística relativamente sofisticadas, que modelizan la discriminación con un conjunto de variables explicativas más o menos abundante. Se opta por esta vía cuando se

dispone de datos en cantidad suficiente referidos a los salarios de una población de trabajadores que se puede segmentar por sexo y por otras características y circunstancias. Mediante el control de las variables concurrentes en la percepción de un salario, se trata de aislar la parte de ese salario que se explica estadísticamente por “variables no observables” y que puede ser atribuida al mero sexo del trabajador receptor del salario. Es una metodología que procura una estimación del valor de la variable investigada y que resulta indudablemente útil cuando no se puede medir dicha variable directamente y hay que contentarse con un elenco de indicadores que la “aproximan”: si no se puede medir mediante observación directa algo, se intenta medir lo que presuntamente está correlacionado con ello y a partir de ahí se deduce. Es un procedimiento no exento de riesgos, porque como es sabido correlación no equivale a causalidad y además pueden ocultárse nos otras variables “causales” distintas de las consideradas que sean las que realmente producen el efecto observado (el clásico problema de incertidumbre sobre la “validez interna” que amenaza a los estudios correlacionales, en contraste con los experimentales), amén de otras circunstancias distorsionantes como la colinealidad entre variables explicativas (véase v.g. Etxeberría, 1999; Guilén, 1992). Pero, en ausencia de mejores alternativas, esta metodología “aproximativa” presta con frecuencia un gran servicio al conocimiento de muchos fenómenos sociales y es uno de los principales caminos por los que avanzan, sobre todo, las ciencias sociales.

La otra forma a la que hemos aludido para detectar la discriminación salarial por razón de sexo es la observación directa de las condiciones laborales y las retribuciones de los trabajadores en virtud de su sexo, comparándolas entre sí y registrando si, para un mismo trabajo realizado, son diferentes. Obviamente, lo relevante, a los efectos estudiados, no es que las retribuciones difieran para los individuos o para el agregado, sino *la causa* de que difieran: lo significativo no es que un delineante y un arquitecto perciban distintos salarios por su trabajo, ni que los ingenieros en su conjunto perciban distinto salario que los albañiles, en su conjunto, sino que unos u otros perciban distintos salarios realizando exactamente el mismo trabajo. Lo primero es simple (y lógica) *diferencia* salarial; lo otro, *discriminación* salarial. Por tanto, para captar óptimamente la última parece que no hay procedimiento más adecuado que comprobar si los

trabajadores reales, en centros de trabajo reales y con desempeños reales, exhiben diferencias salariales que no tienen más explicación que el sexo al que pertenecen. Y eso es precisamente lo que lleva a cabo la Inspección de Trabajo en nuestro país a través de sus campañas especiales “en materia de discriminación salarial por razón de sexo”, cuyos resultados acabamos de mostrar en las páginas anteriores. No hay aquí suposiciones sobre variables intervinientes o subyacentes, ni sofisticados análisis correlacionales y de estructuras de varianzas-covarianzas, ni complejos estadísticos contrafactuales. Simplemente, se observan atenta e *individualmente* los salarios y las tareas de los trabajadores (incluidas sus especificidades y responsabilidades) y se cruzan con el sexo: si un hombre y una mujer realizan el mismo trabajo y perciben salarios de diferente cuantía, que no pueda justificarse por alguna circunstancia objetivable (como la antigüedad o la peligrosidad, por las que suele recibirse un plus), existe discriminación salarial por razón de sexo; y si no es así, no existe. Es evidentemente una forma mucho más precisa que cualquier otra de determinar la discriminación salarial por razón de sexo, pues se comprueba con casos reales, mediante la actuación de observadores, los inspectores de trabajo, cuya función explícita es efectuar esta comprobación. Es cierto que, como se ha hecho notar, la Inspección no alcanza la totalidad de las empresas y los trabajadores que hay en el país, pero no es menos cierto que la calidad del muestreo llevado a cabo y el formidable tamaño de las muestras hace que la representatividad de las inspecciones alcance una elevadísimo grado de confiabilidad (como hemos señalado, se toman muestras aleatorias estratificadas de decenas de miles de trabajadores y se obtienen errores muestrales máximos de 0,5%, es decir, con una representatividad mucho mejor que casi todas las encuestas que se realizan y cuyos resultados se utilizan para la planificación social).

Comparando ambas metodologías, pocos investigadores preferirán la aproximación estadística a la observación y cómputo directos para determinar el comportamiento de una variable o la magnitud de un fenómeno. *Mutatis mutandis*, raramente un astrofísico preferirá la espectrometría telescópica a la toma de muestras *in situ* para conocer la composición del suelo marciano. Siendo esto así, y asumiendo que las inspecciones del Ministerio de Empleo están

correctamente ejecutadas en los términos de excelencia estadística inferencial que se les supone, parece evidente que los datos de las campañas especiales del Ministerio son mejores que las estimaciones econométricas para establecer el volumen de la discriminación salarial por razón de sexo.

Si se acepta que efectivamente los datos de la vigilancia especial de la Inspección de Trabajo ofrecen una mayor validez y fiabilidad que las aproximaciones econométricas, parece claro que el fenómeno de la DSS, cuantificado como el que se detecta empíricamente y se registra, no alcanza un volumen suficiente como para explicar el diferencial salarial por razón de sexo observado (el citado 14%). El porcentaje de trabajadoras de las que hay evidencia que sufren una discriminación salarial (detectada además en los complementos retributivos) no alcanza generalmente el 0,5% de la población (1/200, con un error mínimo de estimación), porcentaje de trabajadoras cuyos salarios, fuese cual fuese su distribución (muy probablemente normal) y su diferencial en cada caso, apenas tendrían efecto sobre el total de salarios y el diferencial salarial general o sobre sus promedios.

Es importante destacar que el muestreo realizado por la Inspección de Trabajo cumple cualquier exigencia para considerar generalizables a toda la población los resultados obtenidos y que, por tanto, el volumen de DSS que capta es *el que existe* en el total de la población laboral, con un discretísimo margen de error posible. A esta fortaleza estadística se le une, además, la circunstancia de que la observación de DSS se lleva a cabo con una singular atención, enmarcada en una campaña de vigilancia especial para detectarla y erradicarla, de modo que si es posible algún sesgo de estimación en la muestra obtenida sería más probablemente al alza que a la baja.

Hay una manifiesta divergencia entre las estimaciones basadas en técnicas econométricas y las basadas en muestreos de inspección de alta calidad y se podría cuestionar la preferencia por estos últimos. Pero las primeras, por más rigurosamente que se lleven a cabo y que se intenten perfeccionar, afrontan el desafío de modelizar con una cantidad relativamente modesta de variables una realidad social demasiado compleja como para poder dar cuenta cerrada de sus componentes y demasiado propicia a la conjetura. Los muestreos de inspección, por el contrario, no sufren este problema; persiguen captar un aspecto concreto

de la realidad laboral, identificable, medible y cuantificable, determinando su valor sin más incertidumbre que un posible leve error muestral. Es una ventaja considerable, porque mientras que las aproximaciones econométricas tienen que predecir la DSS *a través de otras variables*, la inspección por muestreo la mide *directamente*, recogiendo con fiabilidad el número de casos en que se produce y permitiendo generalizaciones técnicamente muy depuradas. Si de medir lo que se quiere medir y de medirlo bien es de lo que se trata en metodología científica, resulta evidente que el registro por inspección aleatoria es científicamente más robusto que la aproximación econométrica.

Es muy posible que las aproximaciones econométricas no resulten más precisas por su propia naturaleza estadística, pero también probablemente porque adolecen de un error de factorización. En las modelizaciones por regresión de la brecha salarial no se tienen en cuenta factores distintos de los de índole socioeconómica en sentido restringido, dejando a un lado factores explicativos que tienen que ver con características personales de los trabajadores que, sin embargo, son el objeto de atención e investigación de otras disciplinas, como la psicología diferencial y evolutiva, las neurociencias o la etología, que aportan información explicativa del comportamiento humano en el ámbito laboral y que muestran distintos perfiles motivacionales y competenciales en las ocupaciones de las personas en virtud de su sexo (véase v.g. Fischer; 2000; Pinker, 2009; Rubia, 2007; Stoet y Geary, 2018). Así, por ejemplo, la práctica totalidad del diferencial salarial por sexo del personal sanitario público no se explica porque exista alguna clase de –improbable– discriminación salarial, sino porque la mayoría del personal de enfermería es femenino (en todas partes) y el promedio de retribuciones de este personal es significativamente inferior al del personal médico (más equilibrado por sexos). Y también conviene considerar los estudios que muestran que el grueso del diferencial salarial por sexo se muestra más en ciertas edades que en otras (véase v.g. Conde-Ruiz y Marra, 2016) y que se manifiesta sobre todo cuando las trabajadoras se convierten en madres (véase v.g. Kleven, Landais y Sogaard, 2017).

Puede argumentarse que la discriminación salarial por razón de sexo no es consecuencia del efecto de variables endógenas del proceso productivo, sino fruto mediatizado de variables sociales exógenas, que actúan sobre trabajadores

y empleadores de manera soterrada, guiando sus elecciones y condicionando sus posibilidades, pero entonces no se podría calificar de discriminación salarial propiamente dicha, concepto que se reserva estrictamente para la retribución diferenciada por razón de sexo. La discriminación salarial por razón de sexo resulta muy poco ambigua conceptualmente y puede medirse con gran precisión, como hace la Inspección de Trabajo con sus campañas especiales anuales. Y es cierto que se produce en un cierto número de casos, pero siendo éste tan pequeño no cabe sino pensar que la casi totalidad de la brecha salarial obedece a otras causas sustancialmente distintas de la *discriminación* salarial “por razón de género”.

En conclusión, y a la luz de los datos aquí considerados, parece evidente que el exiguo volumen de las diferencias salariales injustificadas detectadas por la Inspección de Trabajo no abona la tesis de que el diferencial salarial por sexo observable en las distribuciones retributivas agregadas de los trabajadores españoles pueda explicarse por discriminación salarial más que en una pequeña medida.

Referencias

- Arrow, K.J. (1973). The theory of discrimination. En O. Ashenfelter y A. Reeds (eds.) (pp. 88-112). *Discrimination in Labor Markets*. Princeton (NJ): Princeton University Press.
- Blau, F.D. y Kahn, L.M. (2000). Gender differences in pay. *The Journal of Economic Perspectives*, 14 (4), 75-99.
- Blau, F.D. y Kahn, L.M. (2016). *The gender wage gap: extent, trends, and explanation*. Working Paper 21913. Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research.
- Blinder, A.S. (1973). “Wage discrimination: Reduced form and structural estimates”. *The Journal of Human Resources*, 8 (4): 436-455.
- Casado, J.M. y Simón, H. (2015). La evolución de la estructura salarial, 2002-2010. *Revista de Economía Aplicada*, 67, 5-43.

- Conde-Ruiz, J.I. y Marra de Artíñano, I. (2016). *Gender gaps in the spanish labor market*. Estudios sobre la Economía Española 2016/32. FEDEA.
- Crosen, R. y Gneezy, U. (2009). Gender differences in preferences. *Journal of Economic Literature*, 47 (2), 1-27.
- Del Río, C., Gradín, C. y Cantó, O. (2011). The measurement of gender wage discrimination: the distributional approach, *The Journal of Economic Inequality*, 9, 57-86.
- Díaz, M.A. y Sánchez, R. (2013). Young workers, marital status and wage gap. *Revista de Economía Aplicada*, 61, 57-70.
- Emakunde-Instituto Vasco de la Mujer (2012). *Brecha salarial: causas e indicadores*. Vitoria-Gasteiz: Emakunde.
- ESADE-Infojobs (2017). *Estado del mercado laboral en España*. Disponible en: <http://tueligesinfojobs.net/informe-anual-infojobs-2016.pdf>.
- Escot, L. et al. (2006). Discriminación salarial de género en el mercado laboral español: un análisis comparativo por comunidades autónomas. *Revista Universitaria de Ciencias del Trabajo*, 7, 321-368.
- Etxebarria, J. (1999). *Regresión Múltiple*. Madrid: La Muralla-Hespérides.
- Eurostat (2018). *Gender pay gap in unadjusted form*. Disponible en: http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=sdg_05_20&plugin=1.
- Expansión (2017). *Qué carreras aseguran un puesto de trabajo*. Disponible en: <http://www.expansión.com/emprendedores/emprendedores-empleo/empleo/2017/06/23/59>.
- Firpo, S., Fortin, N. y Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77 (3), 953-973.
- Fischer, H. (2000). *El primer sexo*, Madrid: Taurus.
- Fortin, N., Lemieux, T. y Firpo, S. (2011): *Decomposition methods in Economics*. NBER Working Paper 16045. Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research. Disponible en: <http://www.nber.org/papers/w16045>.

- García, C., Prieto, M. y Simón, H. (2014). La modelización paramétrica de las distribuciones salariales. *Revista de Economía Aplicada*, 65, 5-38.
- García, J., Hernández, P.J. y López, A. (2001). How wide is the gap. An investigation on gender wage diffusing quantile regression. *Empirical Economics*, 26 (1), 149-167.
- Gardeazábal, J. y Ugidos, A. (2005). A measure of gender wage discrimination at quantiles. *Journal of Population Economics*, 18, 165-179.
- Gould, E., Schieder, J. y Geier, K. (2016). *What is the gender pay gap and is it real?*. Report 20 (october). Washington (DC): Economic Public Institute. Disponible en: <https://www.epi.org/publication/what-is-the-gender-pay-gap-and-is-it-real/>.
- Gradín, C. y Del Río, C. (2009). Aspectos distributivos de las diferencias salariales por razón de género en España: un análisis por subgrupos poblacionales. *Hacienda Pública Española*, 189 (2), 9-46.
- Guillén, M.F. (1992). *Análisis de regresión múltiple*. Cuadernos Metodológicos nº 4. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47 (1), 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*, 158, 179-214.
- Instituto Nacional de Estadística (INE) (2016) (2018). *Encuesta de Estructura Salarial*. Disponible en http://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736177025&menu=enlaces&idp=1254735976596.
- Juhn, C., Murphy, K. y Pierce, B. (1993). Wage inequality and the rise in returns to skill. *Journal of Political Economy*, 101, 410-442.
- Kleven, H.J., Landais, C. y Sogaard, J.E. (2017). *Children and gender inequality: evidence from Denmark*. Working Paper. Disponible en:

http://www.henrikkleven.com/uploads/3/7/3/1/37310663/kleven-landais-sogaard_gender_feb2017.pdf.

Lippa, R.A. (2010). Sex differences in personality traits and gender-related occupational preferences across 53 nations: testing evolutionary and social-environmental theories. *Archives of Sexual Behavior*, 39 (3) 619-636.

López Ortega, F.J. (2002). *Técnicas gráficas del control de calidad*. Madrid: ADI Editorial.

Machado, J. y Mata, J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20 (4), 445-465.

Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, 66 (4), 281-302.

Mincer, J. (1974). *Schooling, experience and earnings*. New York: National Bureau of Economic Research.

Mincer, J. (1979). Wage differentials: a comment. En C.B Lloyd, E.S. Andrews y C.L. Gilroy (eds.) (pp. 278-285). *Women in the labor market*. New York (NY): Columbia University Press.

Ministerio de Empleo y Seguridad Social (2015). *Informe anual de la Inspección de Trabajo y Seguridad Social (Convenios 81 y 129 O.I.T.)*. Disponible en: http://www.empleo.gob.es/itss/web/Que_hacemos/Estadisticas/index.html.

Ministerio de Empleo y Seguridad Social (2015). *Inspección de Trabajo y Seguridad social. Fuentes y notas explicativas*. Disponible en http://www.empleo.gob.es/itss/ITSS/ITSS_Descargas/Que_hacemos/Memorias/Fuentes_y_notas_Explicativas_2015.pdf.

Ministerio de Igualdad-Ministerio de Trabajo e Inmigración (2010). *La brecha salarial: realidades y desafíos*. Madrid: Colección EME. Disponible en: <http://docplayer.es/9484120-La-brecha-salaria-en-espana-realidades-ydesafios-1-las-desigualdades.html> (consulta 18/02/16).

Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad (2012). *Determinantes de la brecha salarial de género en España*. Madrid: Secretaría de Estado de Servicios Sociales e Igualdad.

- Montgomery, D.C. (1991). *Control estadístico de la calidad*. México: G. Editorial Iberoamérica.
- Murillo, I.P. y Simón, H. (2014). La Gran Recesión y el diferencial salarial por género en España. *Hacienda Pública Española/Review of Public Economics*, 208, 39-79.
- Neumark, D. (1988). Employer's discriminatory behaviour and the estimation of wage discrimination. *Journal of Human Resources*, 23, 279-295.
- Oaxaca, R.L. (1973). "Male-female wage differentials in urban labor markets". *International Economic Review*, 14 (3): 693-709.
- Oaxaca, R.L., y Ransom, M.R. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, 61 (1), 5-21.
- Palacios, J.L. (2003). *Métodos estadísticos para la gestión de la calidad en los servicios*. Madrid: Asociación Española para la Calidad.
- Palacios, J.L. (2017). *¿Cobrar menos por el mismo trabajo?. Teoría social y económica y evidencia empírica sobre la discriminación salarial por género*. Disponible en https://www.academia.edu/35928293/Less_earnings_for_the_same_job_Social_and_economic_theory_and_empirical_evidence_on_gender_wage_discrimination.docx.
- Pinker, S. (2009). *La paradoja sexual. De mujeres, hombres y la verdadera frontera del género*. Barcelona: Paidós.
- Rigdon, M. L. (2012). *An experimental investigation of gender differences in wage negotiations*. SNRR, (october, 14). Disponible en: <https://ssrn.com/abstract=2165253>.
- Rodríguez-Alvarez, A.M. y Pérez, M.J. (2012). *Análisis de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en Asturias: Un análisis de frontera*. Oviedo: Consejo Económico y Social del Principado de Asturias.
- Rubia, F. (2007). *El sexo del cerebro. La diferencia fundamental de hombres y mujeres*, Madrid: Ediciones Temas de Hoy.

Stoet, G. y Geary, D.C. (2018). The gender-equality paradox in science, technology, engineering and mathematics education. *Psychological Science*, 29 (4), 581-593.

Universia (2016). *Las carreras que aseguran un empleo estable según el Foro Económico Mundial*. Disponible en: <http://noticias.universia.es/educacion/noticia/2016/09/28/1144054/carreras-aseguran-empleo-estable-segun-foro-economico-mundial.pdf>.

Vicéns, J. (2012). *Descomposición Oaxaca-Blinder en modelos lineales y no lineales*. Madrid: Instituto L.R. Klein-Centro Gauss (Universidad Autónoma de Madrid) Documento de Trabajo nº 20. Disponible en: <http://www.uam.es/otroscentros/klein/gauss/pdf/BLINDER-OAXACA.pdf>.