

Diferencias en la discriminación salarial por género entre contratos a tiempo completo y contratos a tiempo parcial en España: importancia de la ocupación

María Enriqueta Camacho Peñalosa¹
María José Vázquez Cueto²

DOI: 10.13043/DYS.93.1

Resumen

En el artículo se investiga la brecha salarial de género en España con datos de la Encuesta de Estructura Salarial de 2018. Descompone en parte explicada y no explicada comparando los resultados de los modelos de Reimers, Cotton y Jann. Como factores explicativos, además de la antigüedad, estudios y tipo de contrato, habituales en la literatura, introduce la ocupación. El estudio trata separadamente a los trabajadores a tiempo completo de los trabajadores a tiempo parcial. Esta distinción es importante debido a las características del mercado laboral español, donde en los contratos a tiempo parcial predominan las mujeres. Los resultados muestran que las contratadas a tiempo parcial están menos discriminadas, y a menor nivel de estudios y en las ocupaciones de menor cualificación, la discriminación en el salario de la mujer va a su favor.

Palabras clave: Oaxaca-Blinder, mercado de trabajo, salario, ocupación profesional, España.

Clasificación JEL: J16, J71.

1 Universidad de Sevilla, Sevilla, España. Correo electrónico: enriquet@us.es

2 Universidad de Sevilla, Sevilla, España. Correo electrónico: pepi@us.es

Este artículo fue recibido el 5 de julio del 2021, revisado el 23 de febrero del 2022 y finalmente aceptado el 9 de diciembre del 2022.

Differences in wage discrimination by gender between full-time contracts and part-time workers in Spain: Importance of occupation

María Enriqueta Camacho Peñalosa³
María José Vázquez Cueto⁴

DOI: 10.13043/DYS.93.1

Abstract

This paper investigates the gender wage gap in Spain by analyzing data from the 2018 Spanish Structure of Earnings Survey to quantify the gap and decompose it into the explained and unexplained gaps using three different "discrimination-free" distributions (Reimers, Cotton and Jann). As covariates, in addition to seniority at work, studies and type of contract, common in the literature, they introduce occupation. The study treats full-time workers separately from part-time workers. This distinction is important due to the characteristics of the Spanish labor market, where part-time contracts predominate among women. The results show that part-time female employees are less discriminated against than full-time female employees, and that at lower levels of education and in lower skilled occupations The results show that part-time workers are less discriminated against and that at lower levels of education and in lower-skilled occupations, women's wages are closer to those of men.

Keywords: Oaxaca-Blinder, labor market, wage, occupations, Spain.

JEL Classification: J16, J71.

3 Universidad de Sevilla, Sevilla, España. Email: enriquet@us.es

4 Universidad de Sevilla, Sevilla, España. Email: pepi@us.es

This paper was received on July 5, 2021, revised on February 23, 2022, and finally accepted on December 9, 2022.

Introducción

Es incuestionable que desde la segunda mitad del siglo XX la posición de la mujer con respecto al hombre en el mercado laboral de los países europeos de economía avanzada, y en especial en el español, mejoró considerablemente. Los datos sobre actividad y ocupación así lo constatan. En el periodo 2014–2018 la tasa de actividad femenina aumentó en España del 44.8% al 45.7% (mientras que la masculina descendió del 54.2% al 53.5%), cuando en la Unión Europea aumentó solo del 46.2% al 46.8%. Por su parte, la tasa de empleo femenina se incrementó en España del 54.8% al 61%, habiendo aumentado en la Unión Europea del 63.5% al 67.4%, y en los hombres del 65% al 73.1% cuando en la Unión Europea subió del 75% al 79%⁵.

Una vez encauzado este primer problema, la sociedad de final de siglo empieza a cuestionarse si las condiciones en las que ambos géneros son tratados por el mercado son las mismas. Así, junto con otras cuestiones también significativas, se comienza a analizar la brecha salarial existente entre hombres y mujeres a partir de las ecuaciones salariales tipo mincerianas (Mincer, 1974). En los trabajos pioneros de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), que dan lugar al denominado método de Oaxaca–Blinder, se desarrolla el marco teórico que permite determinar qué parte es atribuible a las características de cada colectivo y qué parte a la existencia de discriminación salarial. Este método se complementa con los estudios de Oaxaca y Ransom (1994), aunque ambos los limitan a los resultados en torno a las medias salariales. Sus descomposiciones para “extraer” la discriminación fueron matizadas por Reimers (1983), Cotton (1988), Neumark (1988) y Jann (2008), y posteriormente –y dado que se observa que las distribuciones salariales de hombres y mujeres se comportan de forma diferente en distintos puntos– se generalizan por Buchinsky (1994) y Machado y Mata (2005) a los cuartiles de las distribuciones salariales. Avanza en los análisis teóricos de Lemieux (2002), lo que facilita realizar análisis dinámicos que tengan en cuenta el efecto del cambio temporal en la estructura de la educación. Una aplicación al caso español puede consultarse en Murillo *et al.* (2016). Más recientemente destacamos la aportación teórica de Firpo *et al.* (2009), con la introducción de las funciones de influencia descentralizada.

5 Datos consultados en Eurostat.

En simultáneo aparecen numerosas aplicaciones de estos modelos, que están bien asentados en la literatura existente y aceptados por la comunidad científica, y, junto a ellos, van abriéndose paso otras teorías que sustituyen el término discriminación por desigualdad, en tanto que las variables explicativas empleadas en las aplicaciones no son capaces de recoger todas las características diferenciales por género. Junto con los intentos de corrección de la selección muestral (Neumark, 1988) y la introducción de factores de tipo sociopsicológico (Rao y Chatterjee, 2017; Larraz *et al.*, 2019) o factores relacionados con la empresa (Simón *et al.*, 2006; Lucio *et al.*, 2012; Cruz, 2016) aparecen otros modelos no basados en las ecuaciones de regresión cuyas aplicaciones son incipientes, como la utilización de fronteras de ganancias basadas en la metodología de análisis envolvente de datos propuesta por Lovell (2001) y aplicada recientemente a veinte países, entre los que se encuentra España (Amado *et al.*, 2018).

En términos generales, podemos clasificar el tratamiento de las brechas salariales por género en dos categorías, las que analizan el diferencial en los salarios medios y las que lo hacen en los diferentes cuartiles de las distribuciones salariales, existiendo una amplia bibliografía en ambas, tanto nacional como internacional. Revisiones actuales de esta bibliografía aparecen en Anghel *et al.* (2019) y Price Waterhouse Coopers (2019).

La importancia del estudio de la desigualdad como principio organizador de la economía laboral moderna y del crecimiento económico se pone de manifiesto en varios informes de la OCDE, en particular destacamos el documento OCDE (2017), del que concluimos que, aún habiéndose logrado grandes avances, todavía queda mucho por desarrollar teórica y empíricamente.

Este trabajo sigue la línea de análisis de descomposición de la brecha salarial en los salarios medios. Avanza en la línea de estimación de ecuaciones mincerianas y posterior descomposición de las diferencias encontradas entre los salarios medios de hombres y mujeres en la parte explicada por las diversas características de las dos poblaciones y aquella que, no estando explicada por esto, puede reflejar la discriminación. Para ello se aprovechan los datos de la Encuesta de Estructura Salarial (EES) 2018 (Instituto Nacional de Estadística [INE], 2020). El estudio contribuye a la literatura existente en varios aspectos. En primer lugar, se consideran simultáneamente las distintas descomposiciones derivadas de las propuestas de Oaxaca y Blinder (ambas en 1973), Reimers (1983), Cotton (1988) y Jann (2008), lo que da una muestra de la sensibilidad de los resultados

a la distribución salarial considerada "no discriminatoria" que sirve de referencia para determinar la parte no explicada. Dada, además, la estructura del mercado laboral español, con una alta tasa de feminización en los trabajadores a tiempo parcial, que muchos autores lo juzgan explicativo de las diferencias salariales, ejecutamos los análisis para los trabajadores a tiempo parcial, poniéndolos en relación con lo ocurrido con los trabajadores a tiempo completo. Este aspecto es relevante porque el mercado laboral español femenino está conformado con contratos a tiempo parcial, que representan un 23.9% de las empleadas, mientras que esta cifra es del 6.7% en los hombres (Eurostat, 2018).

Por otra parte, y siguiendo la línea de pensamiento de Bizopoulou (2019), introducimos la ocupación como factor explicativo de la brecha salarial. Las mujeres presentan tradicionalmente una segregación en las ocupaciones (Anker, 1998), estando más feminizadas las de menor cualificación, por ejemplo, con un 28.41% de mujeres frente a 16.35% de hombres en "servicios y ventas" y un 9.92% de mujeres frente al 16.37% de hombres en "ocupaciones elementales". También son muchas las explicaciones sobre esta concentración de la mujer en determinadas ocupaciones. En la literatura se reporta que esta situación se repite en muchos países de la Unión Europea y numerosas explicaciones acerca de las razones de esto, la mayoría de ellas basadas en menores niveles educativos o en la relación inversa entre la responsabilidad y la flexibilidad horaria que posibilita la conciliación y los deberes del cuidado de la familia, que siguen recayendo en la mujer.

Tras esta introducción, el trabajo se estructura de la siguiente forma. En la primera sección se expone la metodología a usar y en la segunda se describen los datos y se realizan las primeras estimaciones paramétricas relativas a los salarios medios. En la tercera sección se presentan los resultados, empezando con las estimaciones de las ecuaciones salariales mediante las que se identifican las ocupaciones que más contribuyen a la brecha salarial en cada tipo de jornada considerado; a continuación, se llevan a cabo sus descomposiciones y se identifican las contribuciones de las variables explicativas a ellas, analizando las diferencias entre los trabajadores a tiempo completo y a tiempo parcial. Y, dado que el tratamiento de la ocupación como factor explicativo de las diferencias salariales se considera novedoso en esta investigación, se incluye una subsección donde se recogen los principales resultados relativos a esta variable. El trabajo finaliza con un resumen de los resultados y las principales conclusiones.

I. Metodología

Para llevar a cabo nuestro análisis utilizamos primero las ecuaciones de salario mincerianas (1).

$$Lnsalariohora = \alpha + \beta * \text{Género} + \epsilon \quad (1)$$

Con $E(\epsilon)=0$, que estimamos por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para toda la población y separadamente para los trabajadores contratados a tiempo completo y los contratados a tiempo parcial. El tratamiento simultáneo e independiente de estos colectivos es una de las contribuciones del trabajo.

A continuación, incluimos los factores explicativos más utilizados en la literatura: edad, nivel educativo, tipo de contrato (indefinido o temporal) y antigüedad en el trabajo; y junto a ellos incluimos la ocupación que desempeñan los trabajadores según la clasificación de ocupaciones que ofrece la EES-2018, dieciséis categorías que se detallan en el cuadro A1 del Anexo. El tratamiento de este factor constituye otra de las contribuciones del estudio. Las ecuaciones por estimar se registran en (2)

$$Lnsalariohora_{ji} = \alpha_{ji} + \beta_{ji} * X_{ji} + \epsilon_{ji} \quad (2)$$

Con ϵ_{ji} independientes e idénticamente distribuidas y $E(\epsilon_{ji}/X_{ji}) = 0$, donde X_{ji} es el vector que contiene las características individuales, el subíndice J denota si consideramos la población a tiempo completo o a tiempo parcial, y el subíndice i denota toda la población, masculina y femenina. En total se estiman seis ecuaciones por MCO.

Para identificar y descomponer las brechas salariales, para cada valor de J calculamos (3).

$$E(\text{Diferencial}) = E(Lnsalariohora)_{\text{hombre}} - E(Lnsalariohora)_{\text{mujer}} = E(\alpha_{\text{hombre}}) - E(\alpha_{\text{mujer}}) + \beta_{\text{hombre}} * E(X_{\text{hombre}}) - \beta_{\text{mujer}} * E(X_{\text{mujer}}) \quad (3)$$

Que se descompone como muestra la ecuación (4).

$$E(\text{Diferencial}) = (E(\alpha_{\text{hombre}}) - E(\alpha_{\text{mujer}})) + (\beta_{\text{hombre}} - \beta_{\text{mujer}}) * E(X_{\text{hombre}}) + (\beta_{\text{mujer}} - \beta_{\text{hombre}}) * E(X_{\text{mujer}}) + \beta_{\text{mujer}} * (E(X_{\text{hombre}}) - E(X_{\text{mujer}})) \quad (4)$$

Donde β es el estimador de una distribución salarial no discriminatoria.

Oaxaca y Blinder (1973) proponen tomar como estructura no discriminatoria la correspondiente a los hombres, $\beta = \beta_{\text{hombre}}$, descubriéndose después que los resultados varían ostensiblemente si se toma $\beta = \beta_{\text{mujer}}$. De hecho, la elección de una distribución que refleje una situación no discriminatoria de donde poder calcular β sigue siendo una preocupación para los investigadores (Elder *et al.*, 2009; Yahmed, 2018). Aquí optamos por el tratamiento integrador de Oaxaca y Ransom (1994) (5).

$$\beta = \Omega * \beta_{\text{hombre}} + (1 - \Omega) * \beta_{\text{mujer}} \tag{5}$$

Cuando $\Omega = 1$ o $\Omega = 0$ se obtienen respectivamente los β correspondientes a la distribución de los hombres y a la distribución de las mujeres como no discriminatoria.

Reimers (1983) y Cotton (1988) plantean otras alternativas para Ω . Reimers (1983) propone igual peso para ambas betas (6).

$$\Omega = 0.5 * \beta_{\text{hombre}} + 0.5 * \beta_{\text{mujer}} \tag{6}$$

Mientras que Cotton (1988) propone tener en cuenta el peso en las observaciones de cada grupo (7).

$$\Omega = \frac{n^{\circ} \text{observaciones hombres}}{n^{\circ} \text{observaciones}} * \beta_{\text{hombre}} + \frac{n^{\circ} \text{observaciones mujeres}}{n^{\circ} \text{observaciones}} * \beta_{\text{mujer}} \tag{7}$$

Otros investigadores abogan por el uso de los coeficientes de una regresión que agrupe las observaciones de hombres y mujeres, e incluyendo (Jann, 2008) o no (Neumark, 1988) la variable indicadora de grupo como regresor adicional. Sea cual sea la elección, el último sumando del diferencial es como se muestra en la ecuación (8).

$$\beta * (E(X_{\text{hombre}}) - E(X_{\text{mujer}})) \tag{8}$$

Es la parte explicada por las diferencias encontradas en las características, mientras que los sumandos segundo y tercero se corresponden con la parte no

explicada, atribuida a la discriminación⁶. Para ejemplos de artículos que adoptan este enfoque de agrupación véanse Oaxaca y Ransom (1994), Mavromaras y Rudolph (1997), DeLeire (2001), Hersch y Stratton (2002), Jacobs y Nahuis (2002), Galizzi *et al.* (2003), Gittleman y Wolff (2004), entre otros.

De ellos (9),

$$(\beta_{\text{hombre}} - \beta) * E(X_{\text{hombre}}) \quad (9)$$

se corresponde con la discriminación a favor del hombre, ya que recoge el exceso de los efectos marginales de las características en los hombres respecto a la distribución no discriminatoria, y, *a contrario sensu* (10),

$$(\beta - \beta_{\text{mujer}}) * E(X_{\text{mujer}}) \quad (10)$$

recoge la discriminación en contra de la mujer.

Esta investigación contribuye a la literatura existente considerando todas y cada una de las β correspondientes a las ecuaciones (6), (7) y la propuesta por Jann, en las que están incluidas las constantes específicas para cada grupo, lo que constituye una extensión del trabajo de Elder *et al.* (2009). De esta forma podremos comparar los resultados y ver si son sensibles a la distribución "no discriminatoria" elegida.

La parte no explicada del diferencial y su descomposición en discriminación a favor del hombre y en contra de la mujer, pueden reescribirse en función de los factores empleados en las regresiones, para ello se desglosan los valores medios de las características (11),

$$E(X_i) = \sum_k E(X_{ki}) \quad (11)$$

Donde i = hombre, mujer, y k es el factor incluido. De esta manera podemos analizar cómo contribuye cada variable explicativa introducida a la discriminación cuantificada. Aquí prestaremos especial atención a la ocupación.

6 Para el significado de las constantes de regresión véase Jones y Kelley (1984).

II. Análisis de los datos

Para realizar este estudio se tomaron los datos de la EES-2018, últimos publicados por el INE de la serie cuatrienal de esta operación estadística –datos que, según nuestro conocimiento, aún no han aprovechado para estos análisis–, así, el último trabajo que hemos encontrado usando la base de datos de la citada encuesta ha sido el de Anghel *et al.* (2019), que emplean la anterior encuesta de 2014, destacando también lo hecho por Murillo *et al.* (2016), que usan las olas de 2002, 2006 y 2010 de la EES. Nos hemos restringido a los trabajadores del sector privado, ya que el comportamiento de la brecha salarial en ellos es significativamente diferente al de los trabajadores del sector público, como está bien establecido en la literatura desde los primeros estudios de los años setenta del siglo pasado (véase Sławińska, 2021). En primer lugar, obtenemos la variable salario/hora mensual siguiendo las notas metodológicas del INE, puesto que será el logaritmo neperiano de este el que se tomará como variable dependiente en el resto del estudio. Como factores explicativos tomamos aquellas variables que, según la literatura, pueden afectar a los niveles salariales: edad, nivel educativo, tipo de contrato, ocupación y antigüedad en meses. El cuadro 1 presenta los estadísticos por género de estas variables para los tres grupos poblacionales considerados. Los hechos más relevantes para el estudio observados en este cuadro serán sometidos a contrastes paramétricos para analizar su significatividad en la población.

Del análisis de los descriptivos encontramos hechos que consideramos relevantes y que van a afectar a los posteriores resultados. Por ejemplo, la diferencia salarial media entre hombres y mujeres es sensiblemente superior en los contratos a tiempo parcial. Para este colectivo y respecto a la edad, observamos una población menor a 29 años y mayor a 50 predominante; proporciones mayores con estudios de primera etapa y significativamente menores, sobre todo en las mujeres, en "Licenciados y similares; doctores universitarios". Además, el porcentaje de contratos indefinidos cae, sobre todo en los hombres. Igual ocurre con los porcentajes de "directores y gerentes", "técnicos y profesionales científicos e intelectuales" y "otros técnicos y profesionales científicos e intelectuales", que también caen para los trabajadores a tiempo parcial. Sin embargo, aumentan significativamente las trabajadoras "no cualificadas en servicios". También la antigüedad en el trabajo es menor para este colectivo. Estos porcentajes o valores medios influirán en mayor o menor medida en la brecha salarial en función de los coeficientes beta que los acompañen en las ecuaciones de regresión.

Cuadro 1. Estadísticos descriptivos de las variables incluidas en el análisis

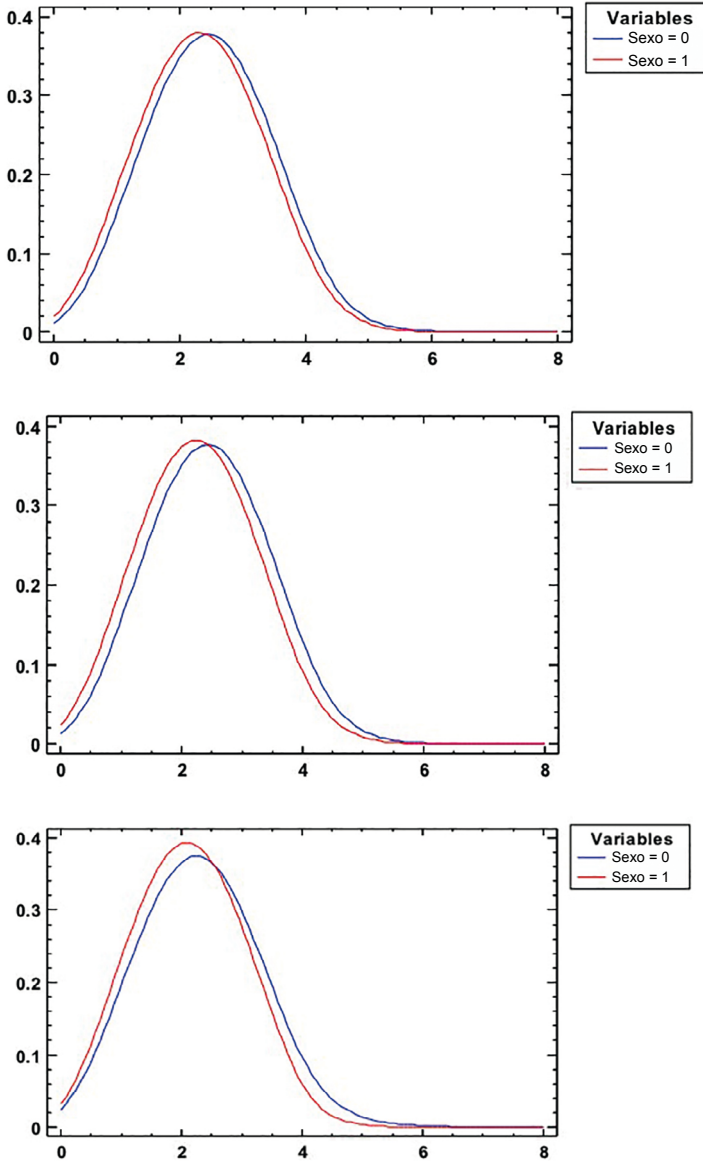
Salario hora (€)	Toda la población		Tiempo completo		Tiempo parcial	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Media	13.8888	10.972	14.060	11.861	12.504	9.076
Desviación	13.9692	7.3647	13.603	7.908	16.566	5.585
Diferencia salarial media entre hombres y mujeres	2.916		2.199		3.428	
	Toda la muestra					
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Número de observaciones	106.724	74.449	74.449	94.962	50.712	11.762
(%)	58.91	41.09	0.30	65.19	34.81	33.13
Menos de 19 años	0.30	0.30	0.17	0.09	1.44	0.64
De 20 a 29 años	10.40	11.50	9.21	10.72	20.30	13.22
De 30 a 39 años	25.20	27.40	25.66	29.15	21.84	23.82
De 40 a 49 años	33.70	34.40	35.07	35.79	22.44	31.40
De 50 a 59 años	24.00	21.00	25.16	20.34	14.81	22.50
Más de 59 años	6.30	5.30	4.73	3.91	19.17	8.41
Menos que primaria	1.10	0.90	1.04	0.56	1.564	1.626
Educación primaria	19.843	15.077	19.543	12.044	22.267	21.557
1ª etapa de educación secundaria	25.672	22.532	25.162	19.534	29.791	28.938
2ª etapa de educación secundaria	20.279	22.966	19.830	21.778	23.907	25.504
Enseñanzas de formación profesional de grado superior y similar	11.466	8.529	12.117	9.830	6.206	5.751
Diplomados universitarios y similares	7.916	11.824	8.105	13.604	6.385	8.021
Licenciados y similares; doctores universitarios	13.724	18.171	14.200	22.649	9.879	8.603

(Continúa)

	Toda la población		Tiempo completo		Tiempo parcial	
Salario hora (€)						
Tipo de contrato (%)	Indefinido	80.70	83.30	83.32	86.99	59.24
Tipo de jornada (%)	Tiempo completo	88.979	68.116			
	[A0]	4.026	2.602	4.327	3.634	1.598
	[B0]	1.391	4.273	0.828	3.577	5.943
	[C0]	9.591	10.489	10.320	13.829	3.707
	[D0]	17.054	15.092	17.413	17.704	14.156
	[E0]	4.779	9.781	4.842	11.711	4.268
	[F0]	3.625	11.623	3.279	11.808	6.419
	[G0]	4.650	12.422	3.719	10.051	12.166
	[H0]	2.392	9.241	2.002	6.261	5.543
	[I0]	2.595	0.767	2.402	0.818	4.157
	[J0]	0.479	0.093	0.464	0.112	0.595
	[K0]	5.901	0.239	6.294	0.243	2.729
	[L0]	16.032	4.799	16.891	5.648	9.097
	[M0]	8.146	2.908	8.675	3.741	3.877
	[N0]	6.558	0.396	6.530	0.428	6.785
	[O0]	3.617	11.175	2.890	6.016	9.488
	[P0]	9.162	4.099	9.124	4.419	9.471
Antigüedad en meses	Media	123.44	113.89	125.19	122.21	109.28

Nota: véanse las convenciones entre corchetes en el cuadro A1 del Anexo.
Fuente: elaboración propia.

Figura 1. Distribuciones salariales por género



Nota: sexo = 0 corresponde a hombre; sexo = 1 corresponde a mujer.

Fuente: elaboración propia.

Para un análisis más profundo de las diferencias salariales que muestran los estadísticos descriptivos, realizamos contrastes de hipótesis acerca de la significación estadística de la diferencia de medias entre hombres y mujeres mediante el estadístico t-Student para muestras con varianzas desiguales⁷. En intragrupos hallamos valores $t = 85.1448$ ($p\text{-value} = 0$) para toda la población; $t = 54.1671$ ($p\text{-value} = 0$) para los trabajadores a tiempo completo y $t = 33.0518$ ($p\text{-value} = 0$) para trabajadores a tiempo parcial. En todos los casos la diferencia de medias por género es significativa.

Entre grupos, para cada género, además, encontramos que las diferencias en los salarios medios entre trabajadores a tiempo completo y trabajadores a tiempo parcial son estadísticamente significativas ($t = 11.4116$ [$p\text{-value} = 0$] para hombres y $t = 48.8424$ [$p\text{-value} = 0$] para mujeres), con salarios medios para trabajadores a tiempo completo significativamente superiores a los de los trabajadores a tiempo parcial. Los valores del estadístico t nos muestran también que estas diferencias entre valores medios según tipo de jornada son significativamente superiores en las mujeres. Esta afirmación se ratifica con la representación gráfica de las funciones de distribución salarial (figura 1).

Las curvas de la figura 1 son histogramas suavizados que revelan la forma de cada distribución para las muestras de datos. Se advierte cómo las curvas se separan más para los trabajadores a tiempo parcial, confirmando así que hay mayores diferencias salariales entre hombres y mujeres en este tipo de jornada; estando, además, más escoradas hacia salarios más bajos, ratificando así que los salarios son menores en las jornadas a tiempo parcial que a tiempo completo. Testamos la significación de esta diferencia con la estimación de la ecuación (12).

$$Lnsalariohora_i = \alpha + \beta * Género_i + \gamma * Tipo\ jornada_i + \delta * Género_i * Tipo\ jornada_i + \varepsilon * CNO_i + \vartheta * Estudios_i + \mu * Edad_i + \tau * Lnantigüedad_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

En la que el coeficiente $\delta = 0.00558558$ ($F = 21.17$ $p\text{-value} = 0$) es estadísticamente significativo con un nivel de confianza superior al 95%.

7 Previamente se han realizado pruebas-F Snedecor para comparar desviaciones estándar resultando, en todos los casos, rechazada la hipótesis de igualdad a nivel del 5%.

III. Resultados

El cuadro 2 contiene las estimaciones de las ecuaciones de salario tipo Mincer, y en el cuadro 3 se incluyen los factores explicativos.

Cuadro 2. Ecuaciones salariales

Toda la población	Ln salario hora = 2.46401 – 0.197862 * Género (R ² = 3.7204) (0.0015) (0.0023)	Las mujeres ganan de media un 21.879% menos que los hombres (e ^{0.197862} – 1)
Jornada completa	Ln salario hora = 2.48417 – 0.146108 * Género (R ² = 1.91982) (0.0016) (0.0027)	Las mujeres ganan de media un 15.732% menos que los hombres (e ^{0.146108} – 1)
Jornada parcial	Ln salario hora = 2.30125 – 0.188735 * Género (R ² = 3.7423) (0.0042) (0.0051)	Las mujeres ganan de media un 20.772% menos que los hombres (e ^{0.188735} – 1)

Nota: entre paréntesis p-value.

Fuente: elaboración propia.

Al incluir los factores explicativos el efecto género aumenta hasta un 20.23% para los trabajadores a tiempo completo, y disminuye hasta un 15.78% en los trabajadores a tiempo parcial. De la lectura detenida del cuadro 3 podemos extraer algunas conclusiones. Llama la atención el cambio de signo en los coeficientes de una misma fila, lo que es indicativo de que la aportación marginal al salario de la variable de la fila no actúa de la misma manera para ambos géneros. Así, para los contratos a tiempo completo, el contrato temporal favorece al salario masculino y perjudica al femenino⁸; y las ocupaciones E0 y N0 favorecen a la mujer y perjudican al hombre. También es importante el valor, así los mayores de 59 años aportan mayor salario a los hombres que a las mujeres. En cambio, para los contratos a tiempo parcial, las ocupaciones E0 y N0 se comportan del mismo modo, pero los contratos temporales benefician a ambos géneros, aunque en menor cuantía que a los trabajadores a tiempo completo. La edad entre 50 y 59 años perjudica al salario de ambos géneros y aumenta el peso de los mayores de 59 años. El nivel educativo "Enseñanzas de formación profesional de grado superior y similar" tiene contribución de distinto signo según género, perjudicando a los

8 Las trabajadoras temporales tienen menos incentivos para acumular capital humano específico del trabajo, ya que enfrentan el riesgo de depreciación cuando el contrato no se prorroga, y prefieren atender otras obligaciones familiares, aceptando salarios más bajos.

hombres. Y poseer una titulación correspondiente a "Licenciados y similares; doctores universitarios" contribuye al salario femenino en jornada parcial significativamente menos que lo que lo hace en las mujeres a jornada completa. Toda esta información queda recogida en la sección III.B.

Una observación conjunta y más detallada de los estadísticos descriptivos y los coeficientes de las ecuaciones salariales correspondientes a las ocupaciones nos lleva a las siguientes consideraciones: para los trabajadores a tiempo completo la ocupación D0 es la mayoritaria en hombres y mujeres, con más alto porcentaje en estas últimas, y favorece el salario de ambos, más a las mujeres que a los hombres (coeficientes β de las respectivas ecuaciones salariales). Estos hechos hacen que la contribución a la diferencia salarial sea negativa. Sin embargo, para los trabajadores a tiempo parcial, mientras que los hombres siguen concentrándose en D0, para las mujeres el porcentaje más alto de trabajadoras lo encontramos en O0, asociado a un coeficiente de regresión negativo y significativo; tales hechos combinados hacen que las diferencias salariales debidas a estas ocupaciones aumenten. La figura 2 recoge la situación de cada ocupación⁹. Para cada una de ellas ($i =$ ocupación) se ha calculado la ecuación (13).

$$\frac{(\beta_{\text{hombrei}} * X_{\text{hombrei}} - \beta_{\text{mujeri}} * X_{\text{mujeri}})}{\text{Brecha salarial}} \tag{13}$$

En términos generales, la ocupación que desempeñan los individuos afecta más a la brecha salarial de los trabajadores a tiempo completo (5.90%) que a la de los trabajadores a tiempo parcial (1.3%). En cuanto al sentido, como se observa en la figura 2 en la que las barras correspondientes son positivas, la ocupación que se corresponde con los salarios más altos, A0, y la que se corresponde con los salarios más bajos, O0¹⁰, tanto para los trabajadores a tiempo completo como para los trabajadores a tiempo parcial, aumentan la distancia entre los salarios masculinos y femeninos, contribuyendo más a esta diferencia en favor del hombre la ocupación correspondiente a los salarios más altos en los trabajadores a tiempo completo y la correspondiente a los salarios más bajos en los trabajadores a tiempo parcial.

9 El cuadro A2 del Anexo lista por orden y para cada jornada la contribución de cada ocupación.

10 El cuadro A3 del Anexo presenta, para cada jornada, el salario medio de mujeres y hombres en cada ocupación.

Cuadro 3. Ecuaciones salariales controladas por factores explicativos

	Toda la población a jornada completa (169 411 obs.)	Hombres (65.19%)	Mujeres (34.81%)	Toda la población a jornada parcial (35 499 obs.)	Hombres (33.13%)	Mujeres (66.87%)
Constante	2.003**	2.085**	1.947*	2.030**	2.081*	1.965*
Hombre	0.092**			0.0741**		
Mujer	-0.0921**			-0.0741**		
[A0]	0.630**	0.643**	0.595**	0.498*	0.516902*	0.396*
[B0]	0.154**	0.134*	0.1658**	0.329*	0.30789*	0.362*
[C0]	2317**	0.223**	0.242**	0.150*	0.091*	0.201*
[D0]	0.141**	0.139**	0.145**	0.0584**	0.093*	0.0567*
[E0]	0.01159**	-0.0059**	0.02666**	-0.0207**	-0.027*	0.0066*
[F0]	-0.0859	-0.1013**	-0.0815**	-0.0965**	-0.1433*	-0.0591*
[G0]	-0.127**	-0.1344**	-0.1372**	-0.0639**	-0.0855*	-0.0373**
[H0]	-0.1811**	-0.1721**	-0.1923**	-0.1047**	-0.1117*	-0.0807**
[I0]	-0.2427**	-0.2506**	-0.1893*	-0.1115*	-0.0790*	-0.1434*
[J0]	-0.1474*	-0.1387*	-0.2046*	-0.1800*	-0.1638**	-0.2165*
[K0]	-0.0567**	-0.0515**	-0.0346*	-0.1144*	-0.0882*	-0.2136*
[L0]	-0.0307**	-0.0169**	-0.1053**	-0.0743**	-0.0594*	-0.0917*
[M0]	0.016**	0.0281**	-0.0387**	0.0322*	0.0112*	0.0419*
[N0]	-0.0406**	-0.0411**	0.1070*	-0.0303*	-0.028*	0.0125*

(Continúa)

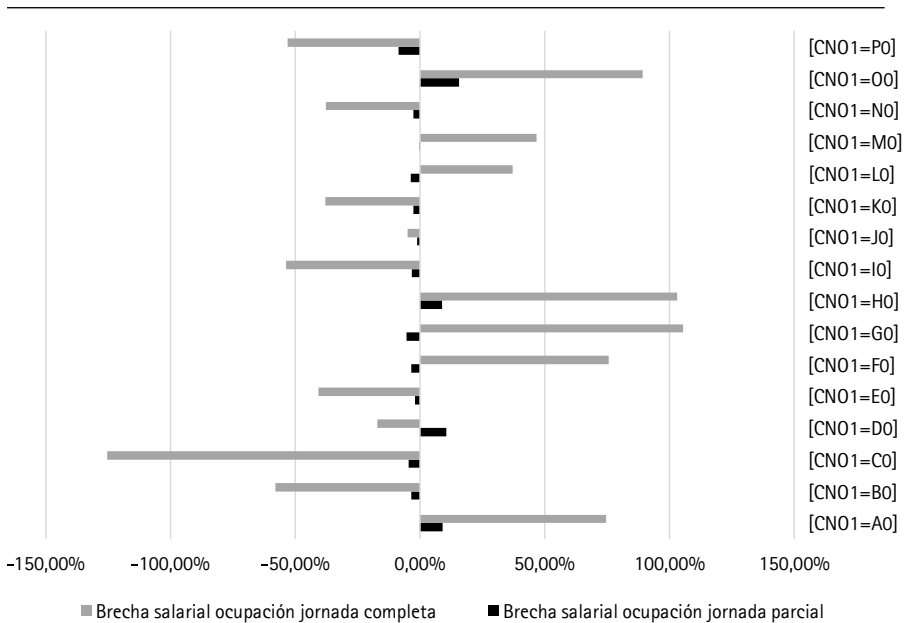
	Toda la población a jornada completa (169 411 obs.)	Hombres (65.19%)	Mujeres (34.81%)	Toda la población a jornada parcial (35 499 obs.)	Hombres (33.13%)	Mujeres (66.87%)
[00]	- 0.1751**	- 0.1500**	- 0.2005**	- 0.133**	- 0.1212*	- 0.1037*
[P0]	- 0.0976**	- 0.0957**	- 0.0977*	- 0.1392**	- 0.1137*	- 0.1313**
Menos que primaria	- 0.1622**	- 0.1723*	- 0.1230*	- 0.0904*	- 0.09*	- 0.0801*
Educación primaria	- 0.1252**	- 0.1286**	- 0.1130**	- 0.0757**	- 0.0809*	- 0.0719**
Primera etapa de educación secundaria	- 0.1100**	- 0.1185**	- 0.0896**	- 0.0513**	- 0.076*	- 0.0372**
Segunda etapa de educación secundaria	- 0.0221**	- 0.023**	- 0.0269**	- 0.0180**	- 0.0277*	- 0.0128**
Enseñanzas de formación profesional de grado superior y similar	0.0446**	0.0533**	0.0113**	0.0121**	- 0.0109*	0.017**
Diplomados universitarios y similares	0.1183**	0.1266**	0.1002**	0.0443**	0.0517*	0.0400**

(Continúa)

	Toda la población a jornada completa (169 411 obs.)	Hombres (65.19%)	Mujeres (34.81%)	Toda la población a jornada parcial (35 499 obs.)	Hombres (33.13%)	Mujeres (66.87%)
Licenciados y similares; doctores universitarios	0.2565**	0.2624**	0.2411**	-0.0354**	0.2337*	0.1451**
Contrato indefinido	-0.0010**	-0.0027**	0.0025**	-0.0582**	-0.0235**	-0.0242**
Contrato temporal	0.0010**	0.0027**	-0.0025**	0.0582**	0.0235**	0.0242**
Menos de 19 años	-0.0823*	-0.0995*	-0.0133*	-0.0582**	-0.0967*	-0.0029*
De 20 a 29 años	-0.1164**	-0.1273**	-0.1073*	-0.0561**	-0.0746*	-0.0381**
De 30 a 39 años	-0.0329**	-0.0309**	-0.0421**	-0.0334**	-0.0529*	-0.0239**
De 40 a 49 años	0.0433**	0.0436**	0.0383**	-0.0076**	-0.0171*	-0.0039**
De 50 a 59 años	0.1002**	0.1058**	0.0848**	-0.0057**	-0.0067*	-0.0084**
Más de 59 años	0.0881**	0.1083**	0.0396**	0.1609**	0.248*	0.0772**
Ln antigüedad	0.0813**	0.0833**	0.0764**	0.0643**	0.0699**	0.0538**
R-cuadrada (%)	44.308	43.668	42.814	26.505	28.119	21.073

Nota: significación ** < 1; * < 5.
Fuente: elaboración propia.

Figura 2. Contribución de cada ocupación a la brecha salarial en trabajadores a jornada completa y trabajadores a jornada parcial



Fuente: elaboración propia.

A. Descomposición de las brechas salariales

En el cuadro 4 recogemos las descomposiciones en parte explicada y parte no explicada en cada una de las distribuciones no discriminatorias consideradas, y para cada población en estudio.

Cuadro 4. Descomposición de la brecha salarial

Brecha salarial	A tiempo completo 0.14611			A tiempo parcial 0.18873		
	Explicada	No explicada	Constante	Explicada	No explicada	Constante
Reimers	- 0.03460	0.04293	0.13778	0.03589	0.03712	0.11572
Cotton	- 0.03430	0.04263	0.13778	0.03001	0.04299	0.11572
Jann	- 0.0381	0.04643	0.13778	0.04506	0.02795	0.11572

Fuente: elaboración propia.

Utilizando como aproximación los coeficientes del factor género en las regresiones poblacionales, hallamos que la brecha salarial ajustada es superior en

los trabajadores a tiempo parcial. Además, los datos de la parte no explicada, atribuida a la discriminación, que oscilan entre un 29.1% y un 31.7% para los trabajadores a tiempo completo y entre un 14.4% y un 25.9% para los trabajadores a tiempo parcial, según la distribución no discriminatoria empleada, ponen de manifiesto la sensibilidad de los resultados a los coeficientes de referencia de la no discriminación, coincidiendo en ello con Elder *et al.* (2009), incluso habiendo incluido la constante en las regresiones. Sin embargo, con respecto al método que considera a toda la población conjuntamente como representativa de la no discriminación, Elder *et al.* (2009) encuentran que Neumark (1988) subestima las diferencias no explicadas, y en este estudio, introduciendo el género como variable explicativa, método de Jann, evidenciamos que ocurre lo contrario, y que las diferencias no explicadas quedan sobrestimadas. En cualquiera de los casos la discriminación es menor en los trabajadores a tiempo parcial, resultado opuesto al de Bardasi y Gornick (2008) con datos de seis países industrializados y de mediados de los años noventa del siglo pasado. En este sentido, parece que la directriz de la Unión Europea sobre el trabajo a tiempo parcial cuyo propósito era "eliminar la discriminación en las trabajadoras a tiempo parcial y mejorar la calidad del trabajo a tiempo parcial" (Council of the European Union, 1997), casi veinticinco años después va produciendo sus frutos.

Con respecto a la parte explicada, basada en las características de las variables utilizadas en hombres y mujeres, que sea negativa en los trabajadores a tiempo completo indica que, en su conjunto, las mujeres poseen de media valores superiores en estas características a los de los hombres. Ocurre lo contrario en los trabajadores a tiempo parcial. Estos datos son compatibles con los descriptivos (cuadro 1) donde ya hicimos notar que, a diferencia de los trabajadores a tiempo parcial, en los trabajadores a tiempo completo la proporción de mujeres con los mejores niveles de estudio es mayor que la de los hombres, así como su proporción en ocupaciones de niveles más altos y en contratos de carácter indefinido, prácticamente coincidiendo en la antigüedad y con mayores proporciones en los grupos de edad de 30 a 39 y de 40 a 49 años. Todo ello se verá que incide de manera positiva cuando se analice en detalle la contribución de cada variable a la discriminación.

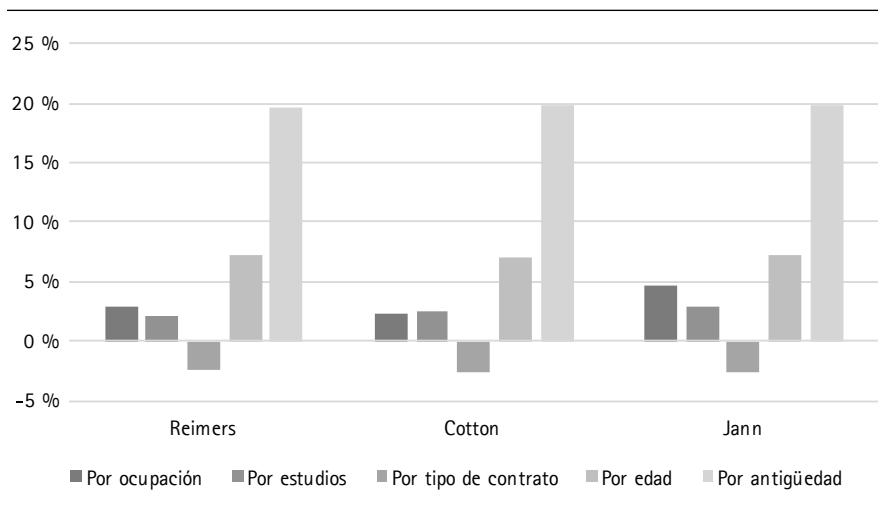
Junto a ello, cuando se descompone la discriminación en sus dos formas, los resultados difieren. En los tres métodos predomina la discriminación en con-

tra de la mujer para los trabajadores a tiempo completo y a favor del hombre para los trabajadores a tiempo parcial.

B. Contribución de cada variable explicativa a la discriminación

Usando la expresión (11) determinamos la contribución de cada variable a la discriminación. La figura 3 presenta los resultados para los trabajadores a jornada completa, y la figura 4 los correspondientes a tiempo parcial.

Figura 3. Aportación de cada variable a la discriminación, jornada completa

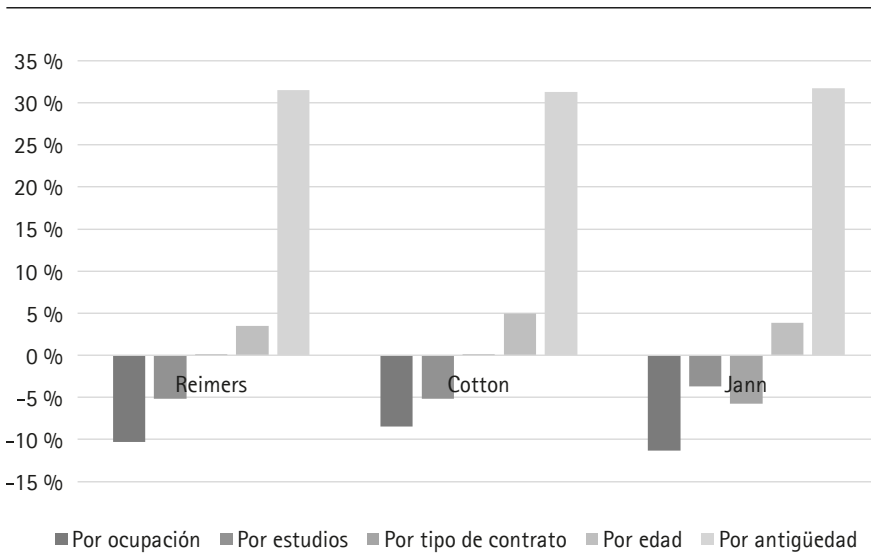


Fuente: elaboración propia.

Los resultados son poco sensibles a la metodología usada. La antigüedad es la variable que más discrimina –coincidiendo nuestro hallazgo con Corbett y Hill (2012)–, seguida por la edad que está muy relacionada, obviamente, con la antigüedad. La ocupación, el nivel de estudios y el tipo de contrato, salvo en el método de Jann que sobrestima la ocupación, afectan prácticamente en la misma cuantía. Con respecto a la ocupación, tercera variable en importancia en cuanto a la discriminación, a medida que se avanza en la escala de ocupaciones, es decir, en ocupaciones de menor nivel, va aumentando la discriminación, de tal forma que están más discriminadas aquellas que ocupan puestos no cualificados. A este respecto coincidimos con Huffman (2004) y confirmamos las reflexiones de Hernández-March y Berumen (2014). Le sigue el tipo de contrato, que contribuye negativamente, es decir, las contratadas indefinidamente están más discriminadas que aquellas que tienen un contrato

temporal. Por último, el nivel de estudios, con signo positivo, indica que a mayor nivel de estudio mayor discriminación, el rendimiento de la educación, esto es, la forma en la que el salario "premia" el nivel educativo es superior en los hombres que en las mujeres. La influencia de esta variable, que ha sido una de las más analizadas en la literatura especializada, ha resultado no ser determinante en este estudio.

Figura 4. Aportación de cada variable a la discriminación, jornada parcial



Fuente: elaboración propia.

En la descomposición en sus dos formas de discriminación, los resultados varían muy poco con respecto a la situación "ideal" considerada. Destacan por su descomposición no balanceada la ocupación y el nivel educativo, que se comportan en sentido contrario. Para la ocupación es significativamente superior la discriminación a favor de los hombres, y para los estudios es superior la discriminación en contra de la mujer. De nuevo, el método de Jann presenta resultados distintos a los otros (Elder *et al.*, 2009).

Como reflexiones, la observación de la figura 4 nos muestra pocas diferencias entre las distintas especificaciones usadas. De nuevo la antigüedad es la que más discrimina, y, unida a ella, la edad. Pero, al contrario de lo que ocurre con los contratos a tiempo completo, las ocupaciones de menor cualificación y

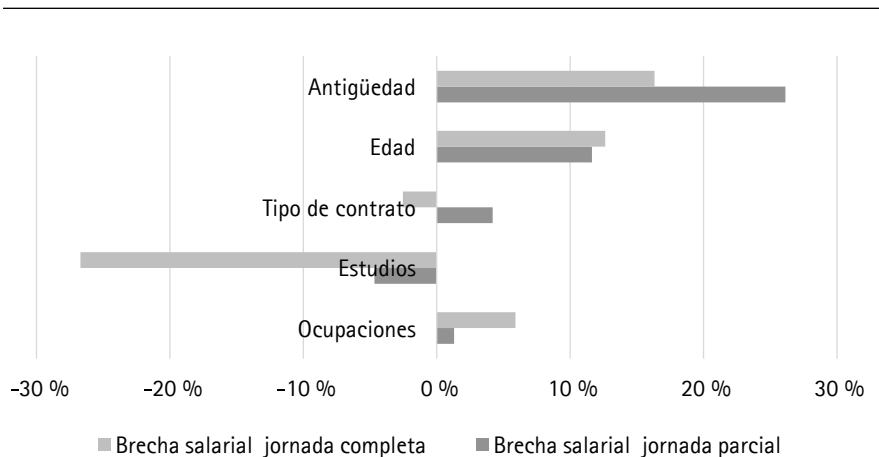
los menores niveles de estudio, la discriminación en el salario de la mujer con contrato a tiempo parcial va a su favor. El tipo de contrato, única variable en la que el método de Jann difiere, aporta poco a la discriminación.

En su descomposición en las dos formas de discriminación, los métodos basados en Reimers (1983) y Cotton (1988) proporcionan prácticamente los mismos resultados. Para ellos, solo con respecto a la edad la discriminación a favor del hombre domina a la discriminación en contra de la mujer. Para el resto de las variables introducidas ocurre lo contrario. Así, la discriminación por niveles de estudio se inclina más a favor del hombre –esto dado su signo negativo–, lo que significa que menores niveles de estudio perjudican más a los hombres que lo que beneficia a las mujeres.

C. Análisis pormenorizado del factor "ocupación"

La ocupación, como factor explicativo significativo de la brecha salarial, contribuye en una pequeña medida a la misma, tanto en los trabajadores a tiempo parcial como en los trabajadores a tiempo completo. De hecho, como se muestra en la figura 5, de todas las variables consideradas es la que menos contribuye en los trabajadores a tiempo parcial, y, si hacemos la salvedad del tipo de contrato, también es la que menos lo hace en los trabajadores a tiempo completo.

Figura 5. Aportación de cada variable a la brecha salarial



Fuente: elaboración propia.

Y, como se ha puesto de manifiesto en la figura 2, las ocupaciones que más contribuyen son la de "Trabajadores no cualificados en servicios [00]" para los trabajadores a tiempo parcial, que lo hace en sentido positivo a la brecha, es decir, perjudicando al salario femenino; y para los trabajadores a tiempo completo la de "Otros técnicos y profesionales científicos e intelectuales [CO]", que lo hace en sentido negativo, esto es, favoreciendo al salario femenino, y "Trabajadores de los servicios de restauración y comercio [GO]" que lo hace en sentido positivo, es decir, perjudicando al salario femenino.

Combinando estos resultados con la segregación ocupacional encontramos que, al concentrarse el empleo femenino a tiempo parcial en la ocupación 00, este tipo de contrato perjudica al salario femenino. Sin embargo, en la jornada a tiempo completo la segregación es menos acusada, lo que da como resultado final que no quede tan perjudicado el salario femenino¹¹.

Respecto a la parte relativa a la discriminación, la ocupación que podemos señalar como más discriminatoria va a depender del método de descomposición de la brecha salarial utilizado (Reimers, Cotton o Jann). En el cuadro 5 presentamos los datos.

Considerando los resultados obtenidos con los distintos métodos, en términos generales, para los trabajadores a jornada parcial las ocupaciones "Empleados de oficina que atienden al público [FO]" y "Trabajadores de los servicios de restauración y comercio [GO]", a las que corresponde un salario relativamente alto, son las más "discriminatorias" y, además, se producen a favor de la mujer; mientras que para los trabajadores a jornada completa la ocupación "Trabajadores no cualificados en servicios [00]", que es la de salario medio más bajo, es la más "discriminatoria" y además perjudica al salario femenino.

Si estos datos se combinan con la segregación ocupacional que se produce en ambos tipos de jornadas, al haber un porcentaje alto de mujeres contratadas a tiempo parcial en estas ocupaciones discriminatorias (10.9% y 16.2% respectivamente), el resultado total es beneficioso para la mujer. Mientras que las trabajadoras a tiempo completo con ocupación en [00] son relativamente pocas (5.6%), por lo que no resultan especialmente perjudicadas.

11 Hombres y mujeres se concentran en la ocupación "Técnicos; profesionales de apoyo [DO]" cuya contribución a la brecha salarial es solo del 0.98%.

Cuadro 5. Contribución de cada ocupación a la discriminación

CNO1	No explicada como porcentaje de la brecha salarial					
	Jornada parcial			Jornada completa		
	Reimers (%)	Cotton (%)	Jann (%)	Reimers (%)	Cotton (%)	Jann (%)
[AO]	0.64	0.77	0.37	1.31	1.28	1.26
[BO]	- 1.69	- 1.70	- 1.68	- 0.47	- 0.56	- 0.41
[CO]	- 2.06	- 2.09	- 2.07	- 1.58	- 1.65	- 1.59
[DO]	2.28	2.43	2.69	- 0.69	- 0.69	- 0.69
[EO]	- 0.87	- 0.83	- 0.95	- 1.84	- 2.07	- 1.78
[FO]	- 3.93	- 3.57	- 3.81	- 1.03	- 1.20	- 0.71
[GO]	- 3.79	- 3.56	- 3.86	0.13	0.15	0.51
[HO]	- 1.74	- 1.46	- 2.19	0.57	0.66	0.61
[IO]	0.82	1.02	0.83	- 0.68	- 0.57	- 0.43
[JO]	0.09	0.12	0.06	0.13	0.11	0.07
[KO]	0.98	1.26	0.50	- 0.38	- 0.27	0.19
[LO]	1.03	1.21	0.99	6.82	5.79	4.48
[MO]	- 0.41	- 0.48	- 0.49	2.84	2.50	2.12
[NO]	- 0.76	- 1.00	0.01	- 3.53	- 2.59	- 0.45
[OO]	- 1.47	- 1.27	- 2.85	1.23	1.37	1.34
[PO]	0.60	0.70	1.14	0.10	0.09	0.13
Total	- 10.27	- 8.45	- 11.32	2.95	2.32	4.64

Fuente: elaboración propia.

En definitiva, y en lo que hace referencia a la variable “ocupación” introducida para explicar la brecha salarial y la discriminación, la principal conclusión que extraemos es que, frente a otras variables introducidas, su aportación en ambas es muy pequeña en relación con lo que aportan las otras variables introducidas, como ya se ha puesto de manifiesto en las figuras 3-5, aportando más a la discriminación, entre un 11.32 % y un 8.45% según el método utilizado, en los trabajadores a tiempo parcial, en los que actúa con valores negativos, es decir, discriminando a favor de la mujer.

IV. Resumen de los resultados y conclusiones

La igualdad de género es una cuestión importante en sí misma, ya que de no cumplirse viola derechos fundamentales. Un aspecto de esta igualdad debe

reflejarse en los salarios, que se articula con el principio de "igual salario a igual trabajo", y que es objetivo prioritario en todos los países desarrollados, y aún más en España donde la igualdad de género ha sido considerada una prioridad política durante las últimas tres décadas, lo que ha llevado a un rápido desarrollo y consolidación de las políticas de igualdad de género tanto en el ámbito nacional como regional (Bustelo, 2017).

A pesar de ello este trabajo pone de relieve que la desigualdad sigue existiendo, analizando los datos de la EES-2018. Y, también afecta más a la población que trabaja a tiempo parcial, donde las mujeres reciben un salario inferior en un 22% respecto al salario de los hombres, mientras que esta cifra se reduce a un 16% cuando nos referimos a trabajadoras a tiempo completo, estando en ambos casos la desigualdad estimada controlada por factores. Estos datos son en particular relevantes cuando estamos hablando de un mercado laboral como el de España, en el que aproximadamente una de cada cuatro mujeres trabajadoras está contratada a tiempo parcial, concentradas en mayor medida en el grupo de edad entre 40 y 49 años y con una mayoría en el grupo educativo correspondiente a la "primera etapa de educación secundaria" y en la parte inferior de la escala ocupacional (trabajadores de los servicios de restauración y comercio y trabajadores de los servicios de salud y el cuidado de personas), e infrarrepresentadas en el grupo de "directores y gerentes" con respecto a las trabajadoras a tiempo completo.

En el análisis pormenorizado de las diferencias salariales con objeto de extraer aquella que no se explica por la diferencia en las características personales de los individuos y que puede achacarse a la discriminación, hemos utilizado los tres métodos más populares en la literatura, Reimers, Cotton y Jann. Los dos primeros entregan resultados muy similares, solo en el colectivo de trabajadores a tiempo completo, y para el tercero hallamos que, a diferencia del método de Neumark, sobreestima la discriminación en ambos colectivos. Concluimos de ello que los resultados de los análisis de la brecha salarial van a depender del método que se emplee.

En los trabajadores a tiempo completo las diferencias en las características poblacionales de hombres y mujeres tienen prácticamente en la brecha salarial el mismo peso que la discriminación, que se mueve en torno al 30%, predo-

minando la discriminación negativa hacia la mujer por encima de la positiva a favor del hombre.

En los trabajadores a tiempo parcial, como ya hemos indicado, los resultados son más sensibles al método. En el extremo más favorable, la discriminación se sitúa en un 14% predominando la discriminación a favor del hombre.

Con cualquiera de los métodos utilizados, la discriminación, es decir, el componente de la brecha salarial que no se debe a las diferencias en las características individuales es superior en los trabajadores a tiempo completo.

En ambos grupos poblaciones la antigüedad en el trabajo es la que aporta mayor valor a la discriminación, seguida por la edad y por el tipo de contrato que penaliza a las contratadas a tiempo indefinido.

Por su parte, factores como la educación y la ocupación afectan de muy distinta forma. El signo positivo de ambos factores en los trabajadores a tiempo completo señala que, a mayor nivel de educación o peor posición en la escala de ocupaciones, mayor discriminación. No obstante, ambos factores presentan signos negativos en los trabajadores a tiempo parcial, indicativo de que, para estos, la mujer está menos discriminada cuanto mayor sea su nivel de estudio y mejor sea su posición en la escala ocupacional.

De cualquiera modo, la ocupación es una variable con mayor poder discriminatorio que el nivel de estudios. Llama esto la atención ya que, en la literatura existente son más los trabajos con esta metodología que incluyen el nivel de estudios en sus regresiones, y realizan un análisis exhaustivo de la importancia de este, en comparación –al menos que conozcan las autoras– con los que analizan la ocupación que se desempeña con el mismo nivel de detenimiento (entre ellos Murillo *et al.* [2016] y Anghel *et al.* [2019]), centrándose más en el sector de actividad al que pertenecen (Fernández, 2006; Card *et al.*, 2015; Cruz y Rau, 2022). De otros trabajos que analizan la repercusión de la segregación ocupacional en la brecha salarial y cuantifican su poder discriminatorio destacamos, por su carácter más generalizador extendiendo sus resultados a varios países de la Unión Europea, los realizados por Boll *et al.* (2017), con datos de la EES-2010 y por Boll y Lagemann (2018) y Buligescu *et al.* (2020), con datos de la EES-2014.

Agradecimientos

Las autoras agradecen los comentarios de los revisores anónimos de la revista, que han servido para completar y mejorar el documento inicial.

Este trabajo no ha recibido financiación ajena de ningún organismo público o privado.

Referencias

1. Amado, C. A. F., Santos, S. P. & São José, J. M. S. (2018). Measuring and decomposing the gender pay gap: a new frontier approach. *European Journal of Operational Research*, 271(1), 357-373.
2. Anghel, B., Conde-Ruiz, J. I. & De Artíñano, I. M. (2019). Brechas salariales de género en España. *Hacienda Pública Española*, 229(2), 87-119.
3. Anker, R. (1998). *Gender and Jobs: Sex Segregation of Occupations in the World*. International Labour Office.
4. Antón, J. I. & De Bustillo, R. M. (2015). Public-private sector wage differentials in Spain. An updated picture in the midst of the Great Recession. *Investigación Económica*, 74(292), 115-157.
5. Bardasi, E. & Gornick, J. C. (2008). Working for less? Women's part-time wage penalties across countries. *Feminist Economics*, 14(1), 37-72.
6. Bizopoulou, A. (2019). Job tasks and gender wage gaps within occupations. *Working Papers 124*, VATT Institute for Economic Research.
7. Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455.
8. Boll, C. & Lagemann, A. (2018). *Gender Pay Gap in EU Countries Based on SES (2014)*. Publication Office of the European Union, Directorate-General for Justice and Consumers. <https://data.europa.eu/doi/10.2838/978935>

9. Boll, C., Rossen, A. & Wolf, A. (2017). The EU gender earnings gap: job segregation and working time as driving factors. *Journal of Economics and Statistics*, 237(5), 407-452. <https://doi.org/10.1515/jbnst-2017-0100>
10. Buchinsky, M. (1994). Changes in the U.S. wage structure 1963-1987: application of quantile regression. *Econometrica*, 62(2), 405-458.
11. Buligescu, B., Borghans, L. & Fouarge, D. (2020). The impact of occupational segregation on occupational gender pay gap in the European union. *Journal of Community Positive Practices*, 4, 86-111.
12. Bustelo, M. (2017). Evaluation from a gender+ perspective as a key element for (re)gendering the policymaking process. *Journal of Women, Politics & Policy*, 38(1), 84-101.
13. Card, D., Cardoso, A. N. & Kline, P. (2015). Bargaining, sorting, and the gender wage gap: quantifying the impact of firms on the relative pay of women. *Working Paper 21403*, National Bureau Of Economic Research.
14. Corbett, C. & Hill, C. (2012). *Graduating to a Pay Gap: The Earnings of Women and Men one Year After College Graduation*. American Association of University Women. <https://eric.ed.gov/?id=ED536572>
15. Cotton, J. (1988). On the decomposition of wage differentials. *The Review of Economics and Statistics*, 70(2), 236-243. <https://www.jstor.org/stable/1928307>
16. Council of the European Union. (1997). Directiva 97/81/CE del Consejo, de 15 de diciembre de 1997, relativa al Acuerdo marco sobre el trabajo a tiempo parcial concluido por la UNICE, el CEEP y la CES.
17. Cruz, G. (2016). Poder de negociación y brecha salarial de género: caso chileno. *Revista Estudios de Políticas Públicas*, 2(1), 4-22.
18. Cruz, G. & Rau, T. (2022). The effects of equal pay laws on firm pay premiums: evidence from Chile. *Labour Economics*, 75, 102135.

19. DeLeire, T. (2001). Changes in wage discrimination against people with disabilities: 1984–93. *Journal of Human Resources*, 36(1), 144–158.
20. Díaz, F. & Cuevas, M. (2015). Género y liderazgo en la universidad española. Un estudio sobre la brecha de género en la gestión universitaria. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 23(106), 1–22.
21. Elder, T., Goddeeris, J. & Haider, S. (2009). Unexplained gaps and Oaxaca-Blinder decompositions. *IZA Discussion Papers 4159*, Institute for the Study of Labor. <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:101:1-20090513577>
22. Eurostat. (2018). Labour market. Population and social conditions. <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/explore/>
23. Fernández, M. P. (2006). Determinantes del diferencial salarial por género en Colombia, 1997–2003. *Revista Desarrollo y Sociedad*, 58, 165–208.
24. Firpo, S., Fortin, N. & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953–973.
25. Galizzi, M., Leslie, I. & Boden, I. (2003). The return to work of injured workers: evidence from matched unemployment insurance and workers' compensation data. *Labour Economics*, 10(3), 311–337.
26. Gittleman, M. & Wolff, E. (2004). Racial differences in patterns of wealth accumulation. *The Journal of Human Resources*, 39(1), 193–227.
27. Hernández-March, J. & Berumen, S. A. (2014). La motivación extrínseca del profesorado universitario en Alemania y España: un análisis empírico. *ICEI Working Papers September*.
28. Hersch, J. & Stratton, L. (2002). Housework and wages. *The Journal of Human Resources*, 37(1), 217–229.
29. Huffman, M. (2004). Gender inequality across local wage hierarchies. *Work and Occupations*, 31(3), 323–344.

30. Instituto Nacional de Estadística (INE). (2020). *Encuestas de estructura salarial (EES/SES) 2002, 2010, 2014 y 2018*. INE.
31. Jacobs, B. & Nahuis, R. (2002). A general purpose technology explains the Solow paradox and wage inequality. *Economics Letters*, 74(2), 243-250.
32. Jann, B. (2008). The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, 8(4), 453-479.
33. Jones, F. & Kelley, J. (1984). Decomposing differences between groups: a cautionary note on measuring discrimination. *Sociological Methods y Research*, 12(3), 323-343.
34. Juhn, C., Murphy, K. & Pierce, B. (1993). Wage inequality and the rise in returns to skill. *Journal of Political Economy*, 101, 410-441.
35. Larraz, B., Pavía, J. & Vila, L. (2019). Beyond the gender pay gap. *Convergencia Revista de Ciencias Sociales*, 81, 1-34.
36. Lemieux, T. (2002). Decomposing changes in wage distributions: a unified approach. *The Canadian Journal of Economics*, 35(4), 646-688.
37. Lovell, C. (2001). Mirando hacia delante: oportunidades de investigación futura en el análisis de eficiencia y productividad. En A. Álvarez Pinilla (Coord.), *La medición de la eficiencia y productividad* (pp. 331-343). Ediciones Pirámide.
38. Lucio, J., Valle, M. & Valero, M. (2012). *Determinantes de la brecha salarial de género en España. Un análisis de la retribución en función de las características personales, empresariales y de la competitividad de la empresa*. Subdirección General para la Igualdad en la Empresa y la Negociación Colectiva de la Dirección General para la Igualdad de Oportunidades.
39. Machado, J. & Mata, J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20(4), 445-465.

40. Mavromaras, K. & Rudolph, H. (1997). Wage discrimination in the reemployment process. *Journal of Human Resources*, 32(4), 812-860.
41. Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. NBER Press.
42. Murillo, I., Ramos, R. & Simon, H. (2016). Regional differences in the gender wage gap in Spain. *Social Indicators Research*, 134(3), 981-1008.
43. Neumark, D. (1988). Employer's discriminatory behaviour and the estimation of wage discrimination. *Journal of Human Resources*, 23, 279-295.
44. Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693-709.
45. Oaxaca, R. & Ransom, M. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal Econometrics*, 61(1), 5-21.
46. Organization for Economic Co-operation and Development. (2012). *Closing the Gender Gap: Act Now*. OECD Publishing.
47. Organization for Economic Co-operation and Development (2017). *The pursuit of gender equality: an uphill battle*. OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264281318-en>
48. Price Waterhouse Coopers. (2019). *Análisis de la brecha salarial de género en España*. PWC.
49. Rao, N. & Chatterjee, T. (2017). Sibling gender and wage differences. *Applied Economics*, 50(15), 1725-1745.
50. Reimers, C. (1983). Labor market discrimination against Hispanic and black men. *Economics and Statistics*, 65, 570-579.
51. Simón, H., Ramos, R. & Sanromá, E. (2006). Collective bargaining and regional wage differences in Spain: an empirical analysis. *Applied Economics*, 38(15), 1749-1760.

52. Sławińska, K. (2021). Public-private sector wage gap in a group of European countries: an empirical perspective. *Empirical Economics*, 60(4), 1747-1775.
53. Yahmed, S. B. (2018). Formal but less equal. Gender wage gaps in formal and informal jobs in urban Brazil. *World Development*, 101, 73-87.

Anexo

Cuadro A1. Detalle de ocupaciones

CON	
Directores y gerentes	[A0]
Técnicos y profesionales científicos e intelectuales de la salud y la enseñanza	[B0]
Otros técnicos y profesionales científicos e intelectuales	[C0]
Técnicos; profesionales de apoyo	[D0]
Empleados de oficina que no atienden al público	[E0]
Empleados de oficina que atienden al público	[F0]
Trabajadores de los servicios de restauración y comercio	[G0]
Trabajadores de los servicios de salud y el cuidado de personas	[H0]
Trabajadores de los servicios de protección y seguridad	[I0]
Trabajadores cualificados en el sector agrícola, ganadero, forestal y pesquero	[J0]
Trabajadores cualificados de la construcción, excepto operadores de máquinas	[K0]
Trabajadores cualificados de las industrias manufactureras	[L0]
Operadores de instalaciones y maquinaria fijas, y montadores	[M0]
Conductores y operadores de maquinaria móvil	[N0]
Trabajadores no cualificados en servicios	[O0]
Peones de la agricultura, pesca, construcción, industrias manufactureras y transportes	[P0]

Fuente: elaboración propia.

Cuadro A2. Sentido de la contribución de cada ocupación a la brecha salarial

Aportación a la brecha salarial	
Ocupación jornada parcial	Ocupación jornada completa
[CNO1 = P0] (-)	[CNO1 = C0] (-)
[CNO1 = G0] (-)	[CNO1 = B0] (-)
[CNO1 = C0] (-)	[CNO1 = I0] (-)
[CNO1 = L0] (-)	[CNO1 = P0] (-)
[CNO1 = B0] (-)	[CNO1 = E0] (-)
[CNO1 = F0] (-)	[CNO1 = K0] (-)
[CNO1 = I0] (-)	[CNO1 = N0] (-)
[CNO1 = N0] (-)	[CNO1 = D0] (-)
[CNO1 = K0] (-)	[CNO1 = J0] (-)
[CNO1 = E0] (-)	[CNO1 = L0] (+)
[CNO1 = J0] (-)	[CNO1 = M0] (+)
[CNO1 = M0] (-)	[CNO1 = A0] (+)
[CNO1 = H0] (+)	[CNO1 = F0] (+)
[CNO1 = A0] (+)	[CNO1 = O0] (+)
[CNO1 = D0] (+)	[CNO1 = H0] (+)
[CNO1 = O0] (+)	[CNO1 = G0] (+)

Fuente: elaboración propia.

Cuadro A3. Salarios medios en cada ocupación

Salario medio por hora	Jornada completa		Jornada parcial	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
[CNO1 = A0]	25.56	34.21	16.73	30.61
[CNO1 = B0]	18.11	21.78	15.57	18.19
[CNO1 = C0]	16.83	20.03	13.56	19.14
[CNO1 = D0]	13.77	16.89	10.27	15.99
[CNO1 = E0]	11.84	13.42	9.97	14.1
[CNO1 = F0]	10.04	11.58	8.73	10.05
[CNO1 = G0]	8.44	10.28	8.42	9.33
[CNO1 = H0]	9.27	10.95	8.42	10.42
[CNO1 = I0]	9.94	11.61	8.1	10.33
[CNO1 = J0]	9.09	10.6	7.06	11.09
[CNO1 = K0]	9.55	10	7.25	10.03
[CNO1 = L0]	9.08	11.83	8.09	12.52
[CNO1 = M0]	9.51	12.28	9.84	15.3
[CNO1 = N0]	11.09	11.37	8.83	11.1
[CNO1 = O0]	8.06	9.77	7.91	9.36
[CNO1 = P0]	8.18	9.51	7.75	9.21

Fuente: elaboración propia.