

Remuneración por Rendimiento y Diferencial Salarial de Género en España¹

Sara de la Rica

Universidad del País Vasco, FEDEA & IZA

Juan J. Dolado

Universidad Carlos III & CEPR & IZA

Raquel Vegas

FEDEA

1. Introducción

Una de las piedras angulares del modelo estándar de competencia en funcionamiento del mercado de trabajo es la conocida condición de equilibrio que iguala salarios a la productividad marginal del trabajador (PMT de aquí en adelante). Como resultado de la misma, la distribución

1. Preparado para la conferencia sobre la Monografía Anual de FEDEA 2010, Talent, Effort and Social Mobility, U. Pompeu Fabra, 19-20 mayo, 2010. Agradecemos las numerosas sugerencias de nuestra comentarista Ghazala Azmat y los comentarios de Daniel Parent. Los dos primeros autores agradecen el apoyo financiero del Ministerio de Educación (ECO2009-10818; SEJ2007-63098), MCINN (Consolider Ingenio-2010) y Consejería de Educación de la Comunidad de Madrid (Proyecto Excelecon).

Autor de contacto: Sara de la Rica (sara.delarica@ehu.es)

salarial observada representa el equilibrio entre oferta y demanda de trabajo. Esta implicación directa del modelo competitivo ha resultado útil para el análisis empírico de los efectos de diversos fenómenos relevantes, tales como los cambios en la demanda y oferta relativa de cualificaciones, sobre la desigualdad salarial entre y dentro de determinados grupos de trabajadores durante las últimas décadas en economías con mercados laborales flexibles como EEUU y Reino Unido (ver, entre otros, Katz y Murphy, 1992). Sin embargo, también es ampliamente reconocido que el modelo competitivo puede proporcionar una interpretación engañosa de cómo se determinan realmente los salarios en los mercados laborales actuales cuando hay información asimétrica o existen “fricciones de búsqueda” en la asignación de los trabajadores a los puestos de trabajo. Además, una característica común a muchas de las instituciones existentes en el mercado laboral (como los sindicatos y los salarios mínimos) es su tendencia a comprimir la distribución salarial, reduciendo así las diferencias en la remuneración entre los trabajadores más y menos productivos².

Si bien es razonable reconocer que el paradigma competitivo puede carecer de realismo en la descripción de cómo se fijan los salarios, existen algunas formas específicas de compensación salarial que se aproximan más fielmente a la condición de “salario igual a la PMT”. En particular, si parte del salario se abona en función del rendimiento del trabajador - como es el caso de los bonos, comisiones o en los sistemas de remuneración a destajo - parece plausible suponer que este componente salarial se ajuste más a la productividad que el resto de los elementos que componen el salario (por ejemplo, el salario base), los cuales dependen menos del rendimiento del trabajador. Siguiendo este razonamiento intuitivo, Lemieux et al (2009) han analizado el impacto de la remuneración por rendimiento (RR de aquí en adelante) sobre la desigualdad salarial en EEUU. Su hipótesis básica es que, debido a la reducción generalizada del coste de obtener y procesar información, la mayor incidencia de la RR ha contribuido a incrementar la desigualdad salarial, fundamentalmente en la parte superior de la distribución de salarios. Así, estos autores encuentran que la RR es responsable del 25% de la desigualdad salarial para los hombres entre finales de la década de los setenta y principios

2. Existe abundante literatura empírica – véase, p.ej, Beaudry y DiNardo (1991), Card (1996), DiNardo y otros, (1996), Farber y Gibbons (1996), y Lemieux (1998) - donde se proporciona evidencia sobre diferentes situaciones en las que los salarios no se igualan a la PMT.

de los años ochenta, lo que proporciona un respaldo favorable para su teoría³.

En este trabajo contribuimos a esta línea de investigación mediante el uso de una base de datos recientemente disponible donde aparecen desglosados los diferentes componentes del salario total percibido por los trabajadores asalariados en España. Reexaminamos la hipótesis de Lemieux et al (2009), si bien desde una perspectiva diferente que, a nuestro entender, resulta novedosa en la literatura relacionada con este tema⁴. En concreto, tratamos de analizar si la RR difiere en términos de género y en qué medida las diferencias en este componente contribuyen a explicar la brecha salarial agregada entre hombres y mujeres (gap de género en adelante) en España.

Se podría pensar en dos hipótesis alternativas sobre las diferencias de género en RR. Por un lado, bajo la hipótesis de que este componente salarial se determina de una forma más competitiva, la brecha salarial asociada a RR entre hombres y mujeres con iguales destrezas y cualificaciones debería ser menor que la que existe en los demás componentes del salario. En otras palabras, bajo el supuesto de que la RR responde a criterios más meritocráticos, trabajadores con igual rendimiento deberían recibir el mismo RR independientemente de su género. Es más, si las mujeres percibieran algún tipo de discriminación (por preferencias y/o estadística) respecto a los hombres en trabajos en los que no se remunera por rendimiento, entonces sería lógico pensar que tenderían a buscar intensamente trabajos en los que se ofrece RR con el objetivo de reducir las diferencias que les afectan negativamente. Sin embargo, en contra de la anterior hipótesis, también podría argumentarse que, en la medida que el esfuerzo en el trabajo pueda verse negativamente afectado por las responsabilidades familiares y la carga de las tareas del hogar, la RR se convierte en un mecanismo evidente a través del cual la mayor implicación de las mujeres en dichas tareas perjudica su rendimiento en el mercado de trabajo y, por lo tanto, reduce su RR en

3. La literatura existente se ha centrado principalmente en analizar los efectos sobre la productividad de los incentivos derivados de la RR; véase, entre otros, Booth (1999), Ewing (1996), Dohmen y Falk (2009) y Lazear (2000).

4. Existe sin embargo una creciente literatura sobre las diferencias de género en la remuneración de los consejeros (CEOs) y altos ejecutivos que comparte elementos comunes con la literatura relativa a RR (véase por ejemplo, Bertrand and Hallock, 2001, y Bertrand et al., 2009)

relación a los hombres⁵. Por ejemplo, Amuedo-Dorantes y de la Rica (2006) encuentran que los complementos salariales variables en España - los cuales pueden fácilmente suponer hasta el 40 % del salario de los hombres - se pueden encontrar hasta el 80% del gap de género debido, al menos en parte, a la menor disponibilidad de las mujeres para llevar a cabo largas jornadas laborales.

Por otro lado, incluso ignorando el papel de las instituciones que distorsionan el mercado de trabajo, la hipótesis de libre acceso a empleos que comportan RR, y/o la ausencia de fricciones de búsqueda en un entorno competitivo podría no resultar adecuada para el caso de las mujeres. En primer lugar, como ha sido subrayado en la literatura de segregación ocupacional, las mujeres podrían segregarse en empleos donde la remuneración no está ligada al rendimiento (por ejemplo, en el sector público) al anticipar que estos puestos de trabajo son más compatibles con sus mayores responsabilidades en el hogar. De esa manera, en línea con la denominada hipótesis de *Mommy Track* (véase Mincer y Polacheck, 1977), optarían de manera voluntaria por aquellos empleos que comportan mayor estabilidad y, posiblemente, una remuneración más reducida a cambio de una menor penalización en caso de interrupciones en la carrera laboral. En segundo lugar, las empresas pueden ser más reacias a aceptar mujeres en puestos con posibilidades de promoción rápida, que implican alto RR, si esperan una mayor propensión femenina a interrumpir este tipo trabajos, incluso si la habilidad de hombres y mujeres se encuentra igualmente distribuida (véase Lazear y Rosen, 1990). En tercer lugar, la discriminación estadística en la asignación de puestos de trabajo con RR puede prevalecer si los empresarios invierten en formación específica de los trabajadores y, en consecuencia, intentan minimizar su probabilidad de abandono tras ser formados. Además, si las mujeres anticipan la existencia de discriminación estadística, ello puede desalentarlas a intentar acceder a estos puestos, dando lugar a un equilibrio de expectativas auto cumplidas (véase Coate y Loury, 1993, y de la Rica et al, 2009). Adicionalmente, la presencia de elementos monopsonísticos en aquellas ocupaciones donde se cobra RR, debido a la menor movilidad de las mujeres o a la carencia de ofertas laborales alternativas, debe también contemplarse incluso si, contrariamente a la explicación tradicional basada en la acumulación de capital humano, ello no implica menor productividad (véase Booth y otros, 2003, y Manning, 2003).

5. Véase Becker (1985) y un modelo estilizado en esa línea en el Apéndice 2 (A).

A la vista de estas consideraciones, nuestro objetivo en este trabajo es profundizar en el papel específico jugado por la RR como determinante de la brecha salarial total en España entre hombres y mujeres. Los datos que utilizamos proceden de la Encuesta de Estructura Salarial 2006, recientemente publicada por el INE, que contiene datos individuales sobre trabajadores y empresas, así como información detallada de los diferentes componentes del salario total - salario base, remuneración por horas extraordinarias y otros complementos salariales. Cuando se compara nuestra base de datos con la utilizada por Lemieux et al. (2009) – el *Panel Study of Income Dynamics (PSID)*– cabe señalar que nuestros datos sufren de claras limitaciones ya que su naturaleza de sección cruzada nos impide controlar por efectos fijos de trabajadores. Sin embargo, a cambio, tienen la ventaja de ofrecer información precisa acerca de la cantidad de RR recibida por los trabajadores, a diferencia de los que ocurre en el PSID que solo proporciona información cualitativa sobre si los trabajadores reciben o no RR al menos una vez durante su relación laboral con la empresa (sin aportar la cuantía de RR). Ello implica que nuestros datos contienen menos “ruido” que los suyos, al tiempo que nos permiten concentrarnos específicamente en el componente salarial de RR en vez de en los empleos que pagan RR, como hacen estos autores.

En la primera parte del trabajo se analiza el impacto de la RR sobre el gap de género en el salario total por hora, tanto en la media como a lo largo de la distribución salarial, ya que la RR tiene por definición efectos diferentes en los distintos percentiles de la distribución salarial. En efecto, si la RR está más concentrada en los percentiles más altos, donde los bonos y las comisiones representan una mayor proporción de la remuneración total, será allí donde tengan mayor impacto en el diferencial de género, pudiendo ayudar a explicar, al menos parcialmente, el “techo de cristal” existente en dicha parte de la distribución salarial. La segunda parte del trabajo se centra exclusivamente en la RR y explora si existe sesgo de selección entre los trabajadores que reciben este componente salarial, y en qué medida el patrón observado para el gap bruto de género cambia una vez que se controla por características observables y el sesgo de selección. Adicionalmente, calculamos la brecha salarial ajustada en RR, controlando por efectos fijos de empresa y de ocupación, con el fin de identificar qué papel juegan las distintas teorías planteadas en la explicación de la elevada cuantía de los gaps salariales de género incluso cuando se ajustan por características.

El resto del trabajo se organiza como sigue. En la sección 2 se describe la base de datos y se ofrecen estadísticos descriptivos referentes a la muestra

total, la distribución y el valor de la RR, las diferencias en características de los trabajadores que reciben y no reciben RR, y la contribución del diferencial de género en RR a la brecha salarial total. En la sección 3 contrastamos nuestro supuesto clave, esto es, si la RR se determina de forma más competitiva que el resto de componentes salariales. La sección 4 se ocupa del diferencial de género entre aquellos trabajadores que perciben RR. Tras abordar el problema de selección muestral no aleatoria de estos trabajadores, se analiza cual de las posibles explicaciones de los diferenciales de género se ajusta mejor a la evidencia. En la sección 5 se descompone el diferencial salarial por género a la Oaxaca-Blinder, identificando que características son remunerados de manera diferente en el mercado de trabajo. Finalmente, la sección 6 recoge las conclusiones del trabajo.

2. Datos y estadísticos descriptivos

La fuente de información utilizada es la tercera ola de la Encuesta de Estructural Salarial Española (Encuesta de Estructura Salarial o EES 06⁶). La EES es el resultado de un proyecto europeo cuyo principal objetivo era diseñar fuentes de información armonizadas referentes a los salarios en diferentes países europeos. La encuesta se basa en un muestreo aleatorio bietápico de trabajadores asalariados en la industria manufacturera, la construcción y los servicios. En primer lugar, las empresas son seleccionadas por muestreo aleatorio a partir de los Registros Generales de la Seguridad Social, que están estratificados por región y tamaño de empresa. En la segunda etapa, se extraen nuevas muestras aleatorias de trabajadores de cada una de las empresas elegidas. Nótese que los tamaños muestrales en la EES son mayores que en cualquier otra encuesta española (véanse a continuación más detalles sobre la misma). Además de los salarios, la EES contiene información individual acerca de características demográficas de los trabajadores (como la edad y el nivel de estudios alcanzado por el trabajador), así como características del puesto de trabajo (incluyendo sector, ocupación, tipo de contrato, tipo de convenio colectivo, actividad exportadora de la empresa, tamaño de empresa y región).

La principal ventaja del uso de la EES 06 para un análisis empírico detallado de los salarios y, en particular de la RR, es que incorpora un módulo en la que los empleadores proporcionan información detallada

6. Las dos olas anteriores corresponden a los años 1995 y 2002.

acerca de los componentes fijos y variables del salario anual total pagado a sus trabajadores. Este módulo nos permite identificar la RR, ya que la información relativa a bonos y comisiones relacionadas con productividad se ofrece de forma individualizada para cada trabajador. Sin embargo, una limitación importante es que la encuesta carece de suficiente información personal de los trabajadores – p. ej., de su situación familiar- puesto que sus datos han sido directamente proporcionados por los empleadores en lugar de por los propios trabajadores. Además la estructura de la EES no nos permite cruzar la información derivada de la encuesta con alguna otra realizada a nivel de trabajador, de manera que resulta imposible construir una base de datos emparejando empleador-empleado. En consecuencia, se carece de información sobre el estado civil del trabajador, las características de su pareja y el número y edad de los hijos.

Centrándonos en la información salarial contenida en la encuesta, la EES 06, además de proporcionar información acerca de los salarios mensuales totales brutos y las horas trabajadas, dispone de información precisa acerca de los componentes ordinarios (salario base y otros complementos relacionados con turnos de trabajo, antigüedad, riesgo laboral, etc.) y de los componentes no ordinarios del salario bruto anual. En concreto, en relación con esta última categoría, la EES 06 distingue dos tipos de remuneraciones diferentes:

- Pagos Anuales Fijos No Ordinarios. Estos pagos “se corresponden básicamente con las pagas extraordinarias de Navidad y de verano⁷, los pagos estándar establecidos por horas extraordinarias y la participación en los beneficios normales de la empresa”. Está específicamente establecido que estos importes deben ser conocidos de antemano por el trabajador, importes que son fijados típicamente a nivel del convenio colectivo y en los que su cuantía no depende ni del rendimiento de la empresa ni del rendimiento del trabajador.

- Pagos Anuales Variables No Ordinarios. A diferencia de los anteriores, estos son “pagos relacionados con el rendimiento del trabajador o de la empresa cuya cantidad no se establece a priori, ya que depende de los incentivos, rendimiento y beneficios extraordinarios”. Estos pagos engloban tanto a los bonos, compensaciones y pagos por trabajo a destajo.

7. Esto implica que la parte fija del salario bruto anual total se divide en 12 pagos ordinarios y 2 extraordinarios. Esta tradición se remonta a la época de las relaciones industriales franquistas durante la etapa de la dictadura.

Dada esta desagregación del salario total, el componente de RR en lo sucesivo se identificará como Pagos Anuales Variables No Ordinarios, mientras que el componente no RR se identificará como la suma del salario ordinario y los Pagos Anuales Fijos No Ordinarios.

2.1. Descripción de la base de datos

Nuestra muestra está formada por aquellos trabajadores a tiempo completo con edades comprendidas entre los 18 y 65 años para los que el mes de la entrevista (octubre) es un mes ordinario en relación con su situación laboral. La Tabla 1 presenta los estadísticos descriptivos para la muestra total, distinguiendo por género. Contiene un total de 129.930 hombres (66,6%) y 65.223 mujeres (33,4%) que trabajan en casi unas 26.000 empresas.

Al examinar las características demográficas de los trabajadores, se observan los siguientes hechos estilizados: (i) el nivel educativo de las mujeres es significativamente más alto que el de los hombres –p. ej., el porcentaje de mujeres trabajadoras con estudios universitarios (32%) casi dobla al de los hombres (18%) mientras que la proporción de mujeres que, como máximo, cuentan con estudios de primaria es 10 puntos porcentuales (pp.) más pequeña (18% frente a 28%) que para los hombres, (ii) las mujeres son, en promedio, alrededor de dos años más jóvenes que los hombres (por interpolación de los puntos medios de los diferentes intervalos de edad disponibles), (iii) la antigüedad de las mujeres en el empleo es alrededor de 1,5 años menor que la de los hombres, y (iv) el diferencial bruto de género en el salario es alrededor de 21 puntos logarítmicos favorable a los hombres.

En lo que se refiere a las características de las empresas, en promedio las mujeres trabajan en empresas más grandes (>200 empleados) que los hombres (en una fracción 9 pp. mayor) y tienen una menor cobertura de convenios colectivos a nivel de empresa (3 pp. menos).

En lo referente al salario total por hora se observa que el gap de género favorece a los hombres en 21 puntos logarítmicos cuando se usan diferencias en la media del logaritmo de salarios, y en 23,1% si se utiliza el cociente de los salarios en niveles⁸. Curiosamente, la incidencia

8. Denotando el salario anual bruto como SAB, los salarios totales por hora se definen como $w = \text{SAB} / (\text{JAP} + \text{HAE})$, donde JAP son las horas totales anuales trabajadas según convenio colectivo (jornada anual pactada) y HAE denota las horas extra trabajadas en el mes de la entrevista (octubre), una vez han sido anualizadas usando el patrón estacional de horas extras en la economía española a partir de 2006.

**Tabla 1 – Características de la muestra
(Trabajadores a tiempo completo entre 18-65 años)**

Variables	Mujeres (65.233)	Hombres (129.930)
	Media	Media
<u>Características Individuales</u>		
Educación		
Primaria o menos	0,176	0,275
Secundaria	0,508	0,545
Universidad	0,316	0,180
Edad		
< 30	0,257	0,200
31-40	0,354	0,323
41-50	0,245	0,265
>50	0,143	0,212
Antigüedad (años)	7,410	8,867
Contrato Indefinido	0,727	0,768
Salarios		
Salario Total hora (logs)	2,185	2,391
Retribución por Rendimiento (RR)		
% trabajos que reciben RR positivo	0,227	0,227
RR total hora (sólo trabajadores con RR positivo)	1,127	1,958
<u>Características de la Empresa</u>		
Tamaño		
<50 trabajadores	0,339	0,403
51-200 trabajadores	0,265	0,288
>200 trabajadores	0,396	0,309
Convenio colectivo empresa	0,163	0,194
Empresa Exportadora	0,163	0,194

Fuente: EES (2006)

de RR (22,7%) es casi idéntica por sexo lo que, a primera vista, resulta coherente con nuestra conjetura anterior sobre el atractivo de este tipo de remuneración para las mujeres al estar, en principio, menos sujeto a prácticas discriminatorias. Esta afirmación, no obstante, deberá reconsiderarse más adelante, una vez reportemos evidencia adicional sobre la posición de las mujeres a lo largo de la distribución de RR.

2.2. Caracterización de la remuneración por rendimiento

La Tabla 2a compara las características muestrales distinguiendo por género, de los receptores y no receptores de RR, así como de las empresas en las que trabajan. El resultado más destacable es que los perceptores de RR presentan mayor nivel educativo que los no perceptores (el 40% de las mujeres y el 27% de los hombres que reciben RR son universitarios frente al 29% y el 15% entre los que no lo reciben). Asimismo, los perceptores de RR son mayores (tienen una proporción alrededor de 10 pp. mayor en el grupo de edad de 31-50), tienen mayor antigüedad en la empresa (en torno a 2,5 y 5 años más en el caso de las mujeres y hombres, respectivamente), disfrutan en mayor proporción de contratos de carácter indefinido y trabajan en empresas más grandes (típicamente menos sujetas a convenios colectivos centralizados de carácter provincial/sectorial).

La Tabla 2b, a su vez, muestra la incidencia de RR por sectores y ocupaciones. Con respecto a los primeros, la Intermediación Financiera (60%) y el sector Educativo (9%), son aquellos donde la RR resulta ser más y menos relevante, respectivamente. En lo relativo a las ocupaciones, los resultados obtenidos confirman que la incidencia de la RR es mayor en las categorías ocupacionales con mayores salarios: 50% en el caso de los Directivos y 30% en el caso de los Profesionales y Técnicos.

Finalmente, la Tabla 2c muestra la proporción de mujeres perceptoras de RR en los diferentes intervalos de la distribución de este componente salarial, las cuales podemos comparar con la proporción de mujeres que reciben RR en la muestra, alrededor del 33,4%. La caída brusca en el porcentaje de mujeres que reciben RR a medida que nos movemos hacia la parte superior de la distribución -desde el 41% en la parte más baja hasta el 16% en la parte más alta- es aparentemente inconsistente con nuestra conjetura previa sobre la mayor propensión femenina hacia la RR, especialmente teniendo en cuenta que ellas tienen un nivel educativo superior al de los hombres. Por el contrario, la evidencia mostrada parece

Tabla 2a: Características de trabajadores y empresas por tipo de empleo y género

Variables	Trabajadores remunerados por rendimiento (RR)		Trabajadores no remunerados por rendimiento (NRR)	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
	(14.789 obs.)	(29.460 obs.)	(50.444 obs.)	(100.470 obs.)
	Media	Media	Media	Media
Educación				
Primario o menos	0,107	0,178	0,196	0,304
Secundaria	0,494	0,545	0,512	0,545
Universitarios	0,399	0,277	0,292	0,151
Edad				
Menores de 30 años	0,204	0,149	0,273	0,215
31-40	0,381	0,313	0,346	0,325
41-50	0,265	0,294	0,239	0,257
>50	0,150	0,244	0,141	0,203
Antigüedad (años)	9,281	12,037	6,861	7,938
Contrato Indefinido	0,814	0,862	0,741	0,741
Características de la Empresa				
Tamaño				
<50 trabajadores	0,201	0,235	0,380	0,452
51-200 trabajadores	0,239	0,297	0,272	0,285
>200 trabajadores	0,560	0,467	0,348	0,262
Negociación Colectiva(ref: Convenio Sectorial)				
Convenio de Empresa	0,193	0,288	0,154	0,167
Tipo de mercado (ref: empresa no exportadora)				
Empresa exportadora	0,231	0,261	0,135	0,153

Tabla 2b: Incidencia de la RR por sectores y ocupación

	Media	Dev. Est.	No. Obs.
Sectores			
Minería & Ind.Extractivas	0,188	0,391	2.919
Manufacturas	0,205	0,404	74.332
Energía	0,324	0,468	4.627
Construcción	0,127	0,333	17.096
Comercio al por menor	0,241	0,427	17.131
Hostelería and Restauración	0,123	0,328	8.315
Transporte	0,324	0,468	12.710
Intermediación Financiera	0,598	0,490	10.475
Inmobiliarias y Serv.Residenciales.	0,194	0,395	16.342
Educación	0,092	0,289	7.998
Salud	0,287	0,452	14.178
Otros Servicios	0,146	0,353	9.040
Ocupaciones			
Directores	0,497	0,500	6.190
Profesionales	0,288	0,453	20.295
Técnicos	0,326	0,469	30.184
Administrativos	0,257	0,437	24.761
Servicios	0,196	0,397	17.528
Agricultura, Ganadería y Pesca	0,146	0,353	542
Artesanos	0,169	0,375	37.918
Operadores de Maquinaria	0,180	0,384	34.822
Trabajadores no cualificados	0,127	0,333	22.923

ser más coherente con otras teorías basadas en la idea de segregación ocupacional y/o menor movilidad, que predicen la presencia de “techos de cristal” conducentes a que las mujeres altamente cualificadas tengan menor probabilidad de obtener puestos de elevada remuneración que los hombres.

Tabla 2c: Proporción de mujeres a lo largo de la distribución de RR

	% Mujeres en el percentil
[P0-P10]	40,6%
[P11-P25]	40,3%
[P26-P50]	39,5%
[P51-P75]	32,0%
[P76-P90]	24,8%
[P91-P95]	18,6%
[P95-P100]	15,9%

2.3. La contribución de la Remuneración por Rendimiento al diferencial total de género

A continuación, pasamos a analizar la importancia cuantitativa de la RR, el tamaño del diferencial de género en este componente del salario y, finalmente, su contribución al gap de género en el salario total. Como se explica en el Apéndice 1, se simplifica mucho el cálculo de las respectivas contribuciones de los diferenciales de género en los componentes de RR y no RR al gap total, utilizando una medida del gap expresada en porcentaje (ratio entre el salario medio de los hombres y el salario medio de las mujeres, menos la unidad) en lugar de en puntos logarítmicos (diferencias en las medias del logaritmo de salarios), como es habitual en la literatura al respecto. Las primeras cuatro columnas en la Tabla 3a muestran el salario total por hora de aquéllos que reciben RR (expresado en €) distinguiendo por género, así como el porcentaje que representa la RR sobre el salario total. Además, con fines comparativos, en las últimas dos columnas se muestran los salarios por hora de aquéllos que no perciben RR. La Tabla 3b proporciona evidencia similar pero en esta

ocasión referida exclusivamente a los dos componentes del salario total por hora de los perceptores de RR, es decir, los componentes variables y no variables. Finalmente, la Figura 1 presenta los tres diferenciales de género en términos porcentuales (salario total por hora, w , RR/componente salarial variable, v , y otros componentes fijos del salario, f) tanto en la media como a lo largo de la distribución salarial para el conjunto de trabajadores que conforman nuestra muestra.

Como puede observarse, los perceptores de RR ganan en media más que los no perceptores (salarios alrededor de 64% y 50 % más elevados para hombres y mujeres receptores, respectivamente), lo que resulta coherente con la evidencia ofrecida en la Tabla 2a acerca de que los primeros presentan mejores cualificaciones y mayor experiencia que los segundos. Utilizando información individual acerca de la RR, podemos calcular el diferencial de género sin ajustar (es decir, en términos brutos) en dicho componente salarial. Obtenemos una brecha salarial sorprendentemente alta, del 74%, (alrededor de 46 puntos logarítmicos usando la medida convencional basada en la media geométrica) a favor de los hombres. Este gap es mucho mayor que el gap sin ajustar calculado para el salario total por hora en toda la muestra (24% o 20,6 puntos logarítmicos). Cabe hacer notar, sin embargo, que la proporción de la RR sobre el salario total en promedio es bastante reducida: 7% en el caso de las mujeres y 9% en el caso de los hombres.

No obstante, como era de esperar, el porcentaje de trabajadores que reciben RR aumenta a medida que nos movemos hacia los tramos altos de la distribución salarial, alcanzando el 22% (hombres) y 17% (mujeres) en el percentil 90 (P90). En conjunto, la pequeña fracción del salario que representa la RR y la reducida proporción de perceptores de RR en la muestra (22,7%) implican que su contribución ha de ser necesariamente reducida a la hora de explicar la brecha salarial total de género en toda la muestra de los trabajadores: 1,7 pp. de 24,0 pp. (7% en la media), pese a que aumenta levemente su importancia en la parte superior de la distribución salarial, donde alcanza a explicar 3,8 pp. de 33 pp. (11,5%) en el P90.

Tabla 3a: Salarios por hora para perceptores y no perceptores de RR

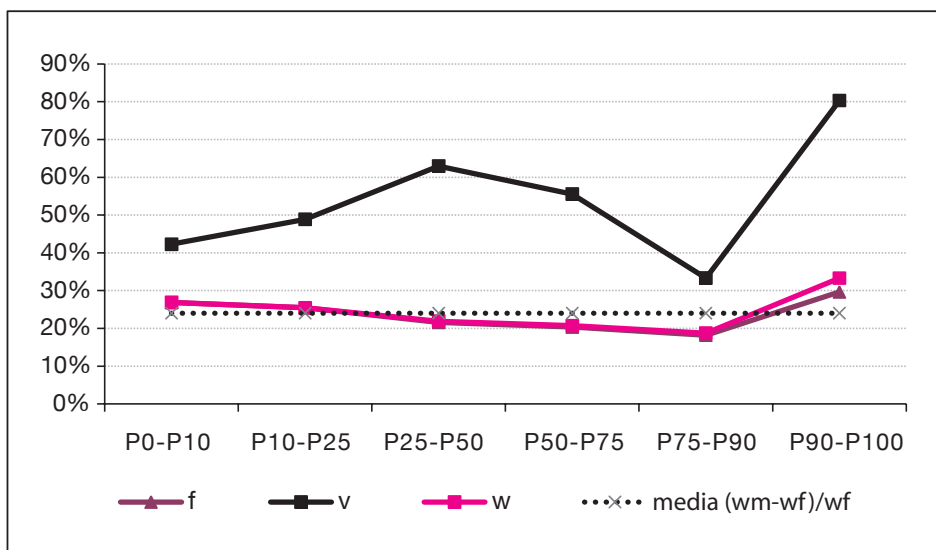
	Trabajadores remunerados por rendimiento (RR)				Trabajadores no remunerados por rendimiento	
	Mujeres		Hombres		Mujeres	Hombres
	Salario Total Hora (€)	Ratio RR/Salario Total (%)	Salario Total Hora (€)	Ratio RR/Salario Total (%)	Salario Total Hora (€)	Salario Total Hora (€)
Media	14,503	7,164	19,144	9,012	9,678	11,665
P10	6,060	0,976	7,801	0,921	3,721	4,689
P25	8,577	2,087	10,804	2,445	5,884	7,308
P50	12,479	4,657	16,051	6,012	8,126	9,826
P75	18,800	9,491	23,546	12,731	12,048	14,192
P90	24,842	16,684	33,127	21,744	17,795	20,162

Tabla 3b: Componentes del salario por hora (en euros) (Perceptores de RR)

	Mujeres		Hombres	
	RR	Otros Componentes Salariales	RR	Otros Componentes Salariales
Media	1,127	13,376	1,958	17,186
P10	0,102	5,648	0,132	7,031
P25	0,225	7,850	0,324	9,675
P50	0,539	11,679	0,890	14,758
P75	1,311	17,509	2,198	21,694
P90	2,594	22,828	4,493	29,597

El siguiente paso consiste en examinar si la RR juega un papel más relevante cuando consideramos exclusivamente la muestra de sus perceptores. Utilizando exclusivamente esta muestra, la Figura 2 muestra los gaps brutos (sin ajustar), otra vez en la media y a lo largo de la distribución, para el salario total hora (w), la parte fija del salario (f), junto con la contribución estimada de la RR sobre el diferencial total, siguiendo el procedimiento de cálculo expuesto en el Apéndice 1⁹. La contribución del componente de RR al gap en el salario total es ahora superior que en la muestra que incluía a todos los trabajadores, 5,7 pp. de 32 pp. Es decir, la contribución de la RR se sitúa en alrededor del 18% en la media y en 25% (11,7 pp. de 46,5 pp.) en la parte alta de la distribución salarial.

Figura 1:



En resumen, se pueden derivar dos conclusiones principales de este análisis preliminar: (I) el gap de género en RR es mayor que el gap en el salario total por hora, especialmente en la parte alta de la distribución salarial donde puede explicar en torno a 1/4 del “techo de cristal” observado en la misma, y (II) la RR tiene sentido fundamentalmente para los salarios más altos en línea con la evidencia previa de que los perceptores de este tipo de compensación variable tienen mejores características observables.

9. El gap en el componente RR (v) es el que se muestra en la Figura 1.

En principio, diversas teorías pueden ser consistentes con los resultados anteriormente señalados. En primer lugar, en relación al resultado (I), es posible que los salarios acordados en la negociación colectiva a nivel de provincia e industria y los salarios efectivos sean similares para los trabajadores no universitarios ocupados en empleos menos cualificados, mientras que los salarios negociados sólo supongan un suelo a los salarios efectivos en el caso de los trabajadores universitarios ocupados en empleos de mayor cualificación. En este sentido, existe evidencia (véase Dolado et al., 1997) acerca de que los empresarios mejoran la remuneración de los trabajadores de alta cualificación por encima de lo negociado en el convenio a través de acuerdos de carácter formal e informal, los cuales probablemente impliquen un componente variable de RR. Por tanto, en la medida en que los sindicatos compriman la distribución salarial y que los salarios base respondan más a la categoría ocupacional del trabajador y a la antigüedad que a sus características individuales, como es el género, es probable que el gap bruto en el componente no variable sea menor que el correspondiente gap en componente de RR. Ello se confirma por el hecho de que la desviación estándar en el componente no variable del logaritmo del salario total hora (0,61 y 0,60 para hombres y mujeres, respectivamente) sea menos de la mitad que la desviación del componente del logaritmo de RR (1,41 y 1,34, respectivamente).

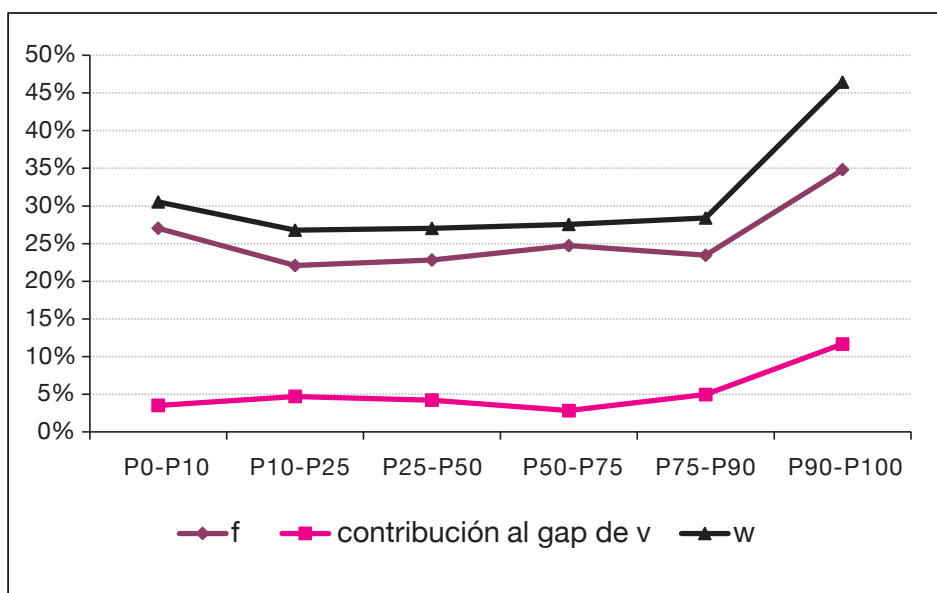
Por lo que respecta al resultado (II), podría racionalizarse atendiendo a tres teorías: (i) las mujeres ejercen menos esfuerzo en los trabajos que pagan RR debido a la carga derivada de las tareas del hogar, (ii) las mujeres se auto-seleccionan en empresas distintas a aquellas en las que RR representa una parte relevante del salario total, o (iii) las mujeres reciben menor RR que los hombres debido a la presencia de rasgos monopsonísticos en aquellas empresas donde se ofrece RR, posiblemente relacionados con la creencia por parte del empresariado de que las mujeres tienen una menor movilidad que los hombres con idéntica cualificación.

En el Apéndice 2 (A y B) se ofrece un sencillo modelo que ilustra las principales implicaciones de género para los receptores de RR, discutidas posteriormente, con el fin de que sirva de base para discutir las principales predicciones extraíbles a partir de las teorías anteriormente citadas.

Para determinar cuál de dichas teorías juega un papel más relevante en la explicación del enorme diferencial salarial de género entre los perceptores de RR, resulta conveniente seguir los siguientes pasos. En primer lugar, resulta necesario contrastar la hipótesis de Lemieux et al

(2009) sobre si el salario total que contiene una parte positiva de RR se aproxima más a la PMT que el que no la incluye. En segundo lugar, se analiza si el diferencial de género en RR varía una vez que se ajusta por diferencias en características individuales y asociadas al puesto de trabajo. En otras palabras, se trata determinar si, bajo los supuestos de mercado competitivo e idénticas características observables de los trabajadores, la brecha en RR continúa siendo “sorprendentemente grande”. Las dos secciones siguientes abordan estas cuestiones.

Figura 2:



3. ¿Se determina la Retribución por Rendimiento de forma competitiva?

Continuando con la motivación anterior, esta sección se dedica a analizar si los salarios de los perceptores de RR están “más vinculados al trabajador” mientras que los de los no perceptores de RR se hallan “más vinculados al puesto de trabajo”.

Una vez más, la idea básica es que, si la RR depende esencialmente de las capacidades de los individuos, la PMT sería más transferible entre empresas y empleos, respaldando la idea de que los salarios con RR se

fijan de una manera más competitiva que los restantes componentes salariales. Si el componente de RR responde más la productividad del trabajador, entonces debería observarse que las variables de capital humano -básicamente edad, educación y en menor medida, antigüedad¹⁰ deberían obtener mayores rendimientos que en el caso donde no existe RR. Por el contrario, los rendimientos a las características del puesto de trabajo -como tamaño de empresa, sector, y antigüedad en la empresa- deberían obtener un mayor rendimiento en las retribuciones sin RR.

Para analizar esta cuestión, la Tabla 4 muestra el resultado de estimar una regresión salarial minceriana (con el salario por hora en logaritmos como variable dependiente) donde los rendimientos (coeficientes estimados) de las características del puesto de trabajo y de las variables de capital humano se reportan en las primeras dos columnas de forma separada para trabajadores con RR y sin RR, respectivamente.

A su vez, la tercera columna muestra los resultados de una regresión conjunta (pooled) en la que se añaden interacciones de variables de capital humano y las propias de las características del puesto de trabajo con un indicador de percepción de RR, con el objetivo de contrastar si existen diferencias significativas en los rendimientos entre ambos grupos. Por tanto, si denotamos el salario hora del trabajador i en la empresa j como W_{ij} , las características individuales y las asociadas al puesto de trabajo con X_i y X_j respectivamente, y la variable indicador (1/0) de recepción de RR con D_i , el modelo estimado es:

$$\ln W_{ij} = \beta_0 + \beta_1 D_i + X_i \beta_2 + X_j \beta_3 + D_i X_i \phi_1 + D_i X_j \phi_2 + \varepsilon_{ij}$$

donde se espera que $\phi_1 > 0$ y $\phi_2 < 0$.

En línea con los resultados de Lemieux et al. (2009), encontramos que los rendimientos a las características asociadas al trabajador son más elevados para los perceptores de RR que para los no perceptores. Por

10. Cuanto menor sea (en términos absolutos) el coeficiente de la interacción entre antigüedad y el indicador de RR mayor es el poder de los sindicatos en la negociación colectiva para determinar el componente salarial diferente a la RR, donde la antigüedad es un elemento clave en los incrementos salariales.

ejemplo, los rendimientos a la educación universitaria y secundaria son 41% (0,304 vs. 0,215) y 60% (0,09 vs. 0,06) mayores, respectivamente, para los perceptores de RR que para los no perceptores. Del mismo modo, los rendimientos asociados a la edad, como proxy de la experiencia potencial y, en menor medida, a la antigüedad siguen el mismo patrón. Por contra, los rendimientos asociados al tamaño de la empresa y a otras características del puesto de trabajo son significativamente menores para los perceptores de RR, como también lo son los coeficientes estimados para tipo de sector y ocupación (no reportados en esta tabla por brevedad). Este hecho respalda la teoría de que, para los perceptores de RR, el salario se aproxima más a la productividad del trabajador que en el resto. Sin embargo, el hecho de que los rendimientos estimados de las variables asociadas a características de las empresas sean, en general, estadísticamente significativos apunta a que los trabajadores tienden a ser clasificados en puestos de trabajo por las empresas, aunque en menor medida en la muestra de perceptores de RR.

Tabla 4: Regresiones (log) salario por hora

Variable Dependiente: log salario total por hora

	(1) Trabajadores con RR	(2) Trabajadores sin RR	(3) Todos
Remunerado por rendimiento (RR)			0,208*** (0,009)
Mujer	-0,223*** (0,004)	-0,212*** (0,003)	-0,219*** (0,004)
Edad 30-39 (ref:<30)	0,139*** (0,006)	0,098*** (0,003)	0,095*** (0,004)
Edad 41-49	0,199*** (0,007)	0,116*** (0,004)	0,114*** (0,004)
Edad 50-59	0,227*** (0,008)	0,161*** (0,004)	0,161*** (0,005)
Edad >60	0,262*** (0,014)	0,155*** (0,007)	0,158*** (0,008)
Universitario (ref: Primaria)	0,277*** (0,007)	0,223*** (0,005)	0,215*** (0,004)
Secundaria	0,077*** (0,006)	0,063*** (0,003)	0,060*** (0,003)
Antigüedad	0,044*** (0,001)	0,042*** (0,000)	0,043*** (0,000)
Antigüedad ² .	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
Contrato Permanente	0,282*** (0,006)	0,313*** (0,003)	0,312*** (0,003)
Tamaño de empresa: 50-199 Ref: <50)	0,067*** (0,005)	0,095*** (0,003)	0,094*** (0,003)
Tamaño de empresa: >199	0,118*** (0,005)	0,166*** (0,003)	0,164*** (0,003)
Convenio de empresa	0,011 (0,008)	0,015* (0,008)	0,013* (0,007)
Empresa exportadora	0,027*** (0,005)	0,035*** (0,003)	0,045*** (0,003)
Interacciones con RR			
Mujer*RR			-0,007 (0,005)
Edad 30-39*RR(ref:<30)			-0,047*** (0,007)
Edad 41-49*RR			-0,029*** (0,008)
Edad 50-59*RR			0,072*** (0,010)
Edad >60*RR			0,101*** (0,016)
Universitaria*RR (ref: Primaria)			0,089*** (0,007)
Secundaria*RR			0,030*** (0,006)
Antigüedad*RR			0,011*** (0,004)
Contrato Permanente *RR			-0,025*** (0,007)
Tamaño de empresa: (ref<50) 50-199*RR			-0,027*** (0,006)
Tamaño de empresa: >199*RR			-0,042*** (0,006)
Convenio de empresa*RR			-0,006** (0,003)
Empresa Export.*RR			-0,014*** (0,006)
No. Observaciones	44.249	150.914	195.163
R ²	0,605	0,511	0,573

Nota: Error estándar entre paréntesis. Se incluyen también variables artificiales sectoriales (11) y de ocupación (8) en las estimaciones.

4. Diferenciales de género ajustados en el componente de RR

Una vez que el diferencial bruto en RR ha sido descrito, procedemos a calcular su homólogo ajustado por diferencias en características observadas del individuo y del puesto de trabajo. Sin embargo, el hecho de que significativamente menos de una cuarta parte de los trabajadores en la muestra total reciban RR y que estos trabajadores presenten características individuales y propias del puesto diferentes a las de los no perceptores, nos obliga a considerar la posibilidad de que exista una posible selección no aleatoria de los trabajadores en la muestra de perceptores de RR. Ello resulta especialmente relevante si el mecanismo de selección en la muestra con RR no es el mismo para hombres y mujeres. En tal caso, ignorar las diferencias en el proceso de selección entre ambos sexos conduciría a estimaciones sesgadas del diferencial ajustado de género en el componente salarial de RR.

4.1. Selección muestral de trabajadores receptores de RR

La Tabla 5 ofrece los resultados de estimar un modelo probit para explicar la participación de la muestra de los perceptores de RR ($RR=1$, $no-RR=0$). Este modelo será utilizado posteriormente para calcular el ratio de Mills siguiendo el procedimiento bi-etápico convencional a la Heckman para controlar por selección en la estimación de una regresión del logaritmo del componente de la RR en el salario hora. Al no disponer de información relativa al estado civil o el número y edad de los hijos en nuestra base de datos, utilizamos como variable de identificación en la ecuación de participación una variable indicador sobre si existe negociación salarial a nivel de empresa (Convenio Colectivo de Empresa). La idea que subyace a la elección de esta variable de identificación es que en los empleos donde prevalece este tipo de acuerdos descentralizados es más probable que exista componente de RR en el salario que en otro tipo de empleos en los que los salarios se negocian de una forma más centralizada (Convenios Colectivos Sectoriales/Provinciales o Nacionales) donde los sindicatos tienen un papel más relevante. Yendo más allá, el hecho de que el coeficiente estimado de esta variable no sea estadísticamente significativo cuando lo incluimos en la regresión salarial de RR nos permite no descartar la validez de esta restricción de exclusión.

La primera columna de la Tabla 5 muestra las estimaciones de los coeficientes del probit utilizando las variables explicativas estándar, en las que una variable indicador de ser mujer (1/0) recoge las diferencias

en la probabilidad de recibir salarios con componente de RR entre hombres y mujeres. Puede observarse que las mujeres tienen una menor probabilidad de tener salarios con componente de RR que los hombres con iguales características trabajando en las mismas ocupaciones. El resto de las estimaciones apoya la evidencia mostrada en la Tabla 2: mayor nivel educativo, mayor antigüedad y tener una edad comprendida en el intervalo entre 31 y 50 años incrementa dicha probabilidad.

Por tanto, en principio, esta evidencia choca con la conjetura anteriormente enunciada de que, bajo el paradigma de mercado competitivo, hombres y mujeres con la misma productividad no deberían mostrar diferencias significativas en lo que se refiere a su participación en puestos de trabajo que pagan RR. Si las mujeres prevén aspectos no competitivos en los empleos en los que el salario no incluye RR, deberían tener una mayor presencia en empleos con RR. Con el fin de examinar en qué medida estas diferencias en la participación de las mujeres pueden relacionarse con el hecho de que sufran una mayor desutilidad en el mercado de trabajo debido a su mayor implicación en las tareas del hogar, como planteaba Becker, o bien debido a la existencia de segregación ocupacional y/o su menor movilidad laboral, como se plantea en las hipótesis de “mommy track” y de “monopsonio”, la segunda columna de la Tabla 5 muestra las estimaciones obtenidas en una especificación en la que se incorporan términos de interacción entre los diferentes intervalos de edad y el indicador de ser mujer. Bajo la primera hipótesis, las principales diferencias entre hombres y mujeres (en contra de las segundas) deberían aparecer en aquellos grupos de edad más propensos a tener cargas familiares ya que sería la mayor implicación femenina en las tareas del hogar la que redujera su rendimiento en el mercado de trabajo. Al carecer de información acerca del estado civil y la composición del hogar, identificamos a las mujeres con edades entre 31-50 años como aquéllas más propensas a estar implicadas en el cuidado y crianza de niños, atención a personas mayores, etc. Por tanto, controlando por el resto de características observables, debería esperarse una menor probabilidad de participación en RR entre las mujeres en dicho tramo de edad. Ello se reflejaría en un coeficiente negativo en el término de interacción correspondiente entre la variable índice RR y las que se corresponden con los intervalos de edad de 31-39 años y 40-49 años. Por contra, bajo la segunda hipótesis, el efecto debería reflejarse sobre todo en el coeficiente del indicador de ser mujer ya que, independientemente de su edad, todas las trabajadoras preverían interrupciones en su carrera debido a las razones anteriormente enunciadas (ser madres o cuidar de sus mayores).

Tabla 5: Estimación Probit

Variable Dependiente: Recibir RR (1/0)		
	(1)	(2)
Mujer	-0,047*** (0,008)	-0,103*** (0,016)
Edad 30-39 (ref:<30)	0,052*** (0,010)	0,016** (0,008)
Edad 41-49	0,032*** (0,011)	0,002 (0,013)
Edad 50-59	0,015 (0,013)	-0,010 (0,015)
Edad >60	-0,076*** (0,023)	-0,099*** (0,026)
Universitaria (ref: Primary)	0,260*** (0,013)	0,262*** (0,013)
Secundaria	0,164*** (0,009)	0,161*** (0,009)
Antigüedad	0,030*** (0,001)	0,031*** (0,001)
Antigüedad2	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
Contrato Permanente	0,037*** (0,010)	0,035*** (0,010)
Tamaño de empresa: 50-199 Ref: <50)	0,295*** (0,009)	0,301*** (0,009)
Tamaño de empresa: >199	0,485*** (0,008)	0,478*** (0,009)
Convenio Colectivo de Empresa	0,096** (0,009)	0,120*** (0,009)
Empresa exportadora	0,122*** (0,009)	0,120*** (0,011)
Edad 30-39*Mujer (ref:<30)		-0,047*** (0,019)
Edad 41-49* Mujer		-0,031*** (0,011)
Edad 50-59* Mujer		0,072*** (0,024)
Edad>60* Mujer		0,062 (0,052)
No. Observaciones	195.163	195.163
Pseudo R ²	0,111	0,123

Nota: Error estándar entre paréntesis.

El principal resultado obtenido es que todos los coeficientes de estas interacciones resultan ser negativos y altamente significativos: Ello indica que, condicionando en el resto de variables explicativas, las mujeres situadas en los intervalos de edad considerados tienen menor probabilidad de percibir RR que las mujeres más jóvenes y más mayores, respectivamente. Por ejemplo, el coeficiente neto de una mujer con edades comprendidas entre los 30-39 años es $-0,134$ ($=-0,103+0,016-0,047$) mientras que, para una mujer menor de 30 o entre los 50-59 años, su correspondiente coeficiente neto sería $-0,103$ y $-0,041$ ($=-0,103-0,01+0,072$), respectivamente. Un contraste chi-cuadrado rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes en los intervalos de edad considerados, con un p-valor de $0,023$. En consecuencia, esta evidencia señala que es bastante probable que las hipótesis del “mommy track”/“monopsonio” jueguen un papel conjunto a la hora de explicar las diferencias de género en la percepción de salarios con un componente de RR.

4.2. ¿Segregación ocupacional o monopsonio?

4.2.1 Regresiones con efectos fijos de empresa y/o de ocupación

El siguiente paso es analizar cuál de las dos teorías inherentes a la anterior hipótesis conjunta es más probable que explique el gap de género en el componente salarial de RR: ¿son aspectos relacionados con “la segregación ocupacional” o bien “rasgos monopsonísticos”? Para intentar discriminar entre estas dos explicaciones alternativas llevamos a cabo el siguiente ejercicio. Partiremos de una ecuación salarial minceriana, restringiéndonos a la muestra de perceptores de RR, en la que se incluye un indicador de ser mujer además de controlar por características individuales y asociadas al puesto de trabajo. A continuación, se compara el coeficiente estimado del indicador de ser mujer en una regresión (en la que se incluirá el ratio de Mills obtenido a partir de la ecuación de participación en la segunda columna de la Tabla 5) bajo cuatro especificaciones diferentes: (i) una regresión agrupada (P), (ii) con efectos fijos de ocupación (WO), ¹¹ (iii) con efectos fijos de empresa (WF) y, finalmente, (iv) con efectos fijos de empresa y ocupación (WFO).

El razonamiento subyacente a esta comparación es como sigue. Denotemos el coeficiente del indicador de ser mujer en las cuatro especificaciones anteriores, respectivamente, como β_P , β_{WO} , β_{WF} y β_{WFO} .

11. Utilizamos la clasificación ocupacional más desagregada posible con los datos disponibles, consistente en 18 categorías ocupacionales.

Entonces, bajo la hipótesis de “segregación ocupacional” deberíamos esperar que β_{WFO} fuera significativamente menor que β_p (ya que estamos comparando a hombres y mujeres en la misma ocupación y empresa) mientras que β_{WF} debería ser similar a β_p . Por contra, bajo la hipótesis de “monopsonio”, β_{WF} debería ser menor que β_p (ya que ahora la comparación es entre hombres y mujeres trabajando en la misma empresa) mientras que β_{WFO} y β_p deberían ser iguales. Finalmente, si ambas teorías son relevantes, entonces β_{WFO} debería ser menor que β_{WO} y β_{WF} , siendo este último, a su vez, menor que β_p .

La Tabla 6 contiene las estimaciones obtenidas bajo dichas especificaciones alternativas, a las que por conveniencia se añaden los coeficientes obtenidos en una estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO, sin incluir la corrección por sesgo de selección), en la primera columna con fines meramente comparativos. Destacan los siguientes resultados:

En primer lugar, el diferencial ajustado de género en la especificación MCO agrupada es alrededor de 41 puntos logarítmicos frente al diferencial bruto (sin ajustar) de 46 puntos logarítmicos. En segundo lugar, una vez que se controla por el sesgo de selección en dicha especificación, el gap crece ligeramente hasta los 45 puntos logarítmicos. El hecho de que este último gap supere al obtenido en la estimación por MCO de la primera columna se explica por el signo significativamente positivo del coeficiente del lambda de Heckman, reflejo de una selección marcadamente positiva de las mujeres en la muestra de perceptores de RR, pese a tener menor antigüedad que los hombres, lo que da lugar a un diferencial salarial mayor una vez se corrige por el sesgo de selección. En tercer lugar, de nuevo controlando por dicho sesgo, la estimación del gap en la especificación con efectos fijos de empresa (34 puntos logarítmicos) es bastante menor que la correspondiente en la especificación con efectos fijos de ocupación (43 puntos logarítmicos), el cual, por otro lado, es bastante similar al gap estimado en la especificación MCO agrupada (41 puntos logarítmicos). Finalmente, el diferencial salarial en la especificación con efectos fijos conjuntos de empresa y de ocupación (29 puntos logarítmicos) es ligeramente menor que el gap en la especificación con efectos fijos de empresa y de ocupación, cuando se tratan separadamente. Interpretamos estos resultados como evidencia más favorable a la hipótesis “monopsonística” a nivel conjunto de ocupación y empresa que a la hipótesis convencional de “segregación ocupacional” como teoría útil para explicar el gran diferencial de género obtenido en RR.

Tabla 6: Estimaciones de especificaciones alternativas del log. del salario por hora corregidas por sesgo de selección

Variable Dependiente: log del componente salarial de RR					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	MCO	Selección Heckman	Dentro Empresa	Dentro Ocupaciones (18)	Dentro Empresa y Ocupación
Mujer	-0,407*** (0,014)	-0,453*** (0,018)	-0,343*** (0,011)	-0,434*** (0,019)	-0,290*** (0,011)
Edad 30-39 (ref: <30)	0,257*** (0,019)	0,337*** (0,024)	0,181*** (0,018)	0,281*** (0,024)	0,143*** (0,017)
Edad 41-49	0,334*** (0,022)	0,381*** (0,026)	0,252*** (0,019)	0,313*** (0,027)	0,192*** (0,019)
Edad 50-59	0,326*** (0,026)	0,353*** (0,031)	0,238*** (0,022)	0,298*** (0,031)	0,184*** (0,021)
Edad >60	0,601*** (0,044)	0,532*** (0,052)	0,416*** (0,037)	0,395*** (0,053)	0,311*** (0,036)
Universitario (ref: Primaria)	0,793*** (0,020)	0,350*** (0,064)	0,362*** (0,128)	0,636*** (0,053)	0,280*** (0,062)
Secundaria	0,109*** (0,018)	0,380*** (0,035)	0,010** (0,064)	0,213*** (0,029)	0,043 (0,035)
Antigüedad	0,023*** (0,002)	0,061*** (0,005)	0,019*** (0,005)	0,060*** (0,005)	0,0173*** (0,006)
Antigüedad 2	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Contrato Permanente	0,450*** (0,020)	0,534*** (0,024)	0,389*** (0,021)	0,443*** (0,024)	0,362*** (0,021)
Tamaño de empresa: 50-199 Ref: <50)	-0,126*** (0,018)	0,236*** (0,045)		0,317*** (0,048)	
Tamaño de empresa: >199	-0,209*** (0,017)	0,366*** (0,068)		0,505*** (0,0726)	
Convenio de Empresa	-0,019 (0,016)				
Empresa Exportadora	0,114*** (0,016)	0,262*** (0,024)		0,263*** (0,023)	
Inv. Ratio Mills		1,628*** (0,170)	1,693*** (0,198)	1,984*** (0,141)	1,513 *** (0,474)
No. Obs.	44.249	195.163	44.249	44.249	44.249
R sq.	0,186	0,175	0,115	0,089	0,125

No obstante, no puede descartarse que las mujeres, por su mayor participación en las tareas del hogar, ejerzan menor esfuerzo que los hombres en la misma empresa y ocupación, de forma que dicha diferencia también esté detrás del gap de género. En ausencia de una medida precisa de productividad resulta complicado contrastar esta hipótesis. Sin embargo, pese a la ausencia de controles sobre la situación familiar, el hecho de que sean trabajadores a tiempo completo y que controlemos por edad, educación y antigüedad- características todas ellas aproximativas de la productividad- así como que la cantidad de horas extraordinarias sea bastante similar por género, hace complicado pensar que el esfuerzo sea la causa principal del diferencial de género.

Aun así, puede desarrollarse un posible contraste de diferencias en esfuerzo examinando si, entre los perceptores de RR, la proporción que representa la RR en el salario total por hora de las mujeres es menor que la de los hombres, una vez se controle por diferencias en características y selección muestral. La intuición es simplemente que un mayor esfuerzo debería reflejarse en una mayor proporción de RR. Anteriormente hemos comentado que, en promedio, dichas proporciones ascienden a un 9% para los hombres y a un 7,2% para las mujeres. Aunque por brevedad no se reporta, hemos estimado una regresión minceriana similar a la mostrada en la columna (5) de la Tabla 6, donde la variable dependiente es la transformación logit de dicha proporción.¹² El resultado obtenido es que el indicador de ser mujer explica algo menos de la mitad (0,85 pp.) del diferencial bruto de 1,8 p.p. (=9,0-7,2) en dicha proporción. Por consiguiente, consideramos que se trata de una diferencia excesivamente pequeña como para considerarse un factor muy relevante a la hora de explicar el diferencial de género en la RR.

4.2.2 Regresiones cuantílicas

Si bien hemos estimado el gap salarial ajustado en la RR para la media, es interesante conocer si estas diferencias son constantes a lo largo de la distribución de RR. De hecho, las teorías disponibles acerca de la segregación de las mujeres en empleos con perfiles relativamente planos de promoción (equivalente a aquellos donde no se paga RR), como

12. La transformación logit es $\ln(R / 1 - R) \in (-\infty, +\infty)$, consistente con el soporte del término de error, donde $R \in (0, 1)$ es la proporción de RR sobre el salario total por hora.

la propuesta en Lazear y Rosen (1993), predicen que los diferenciales de género surgen porque las mujeres tienen una probabilidad más baja de acceder a puestos de trabajos que conlleven un componente de RR - incluso si estas mujeres están tan cualificadas como los hombres- por razones de discriminación estadística dentro del puesto de trabajo. En este contexto, dado que las mujeres perceptoras de RR tienen en promedio mejores cualificaciones que los hombres, debería esperarse que aquéllas pocas situadas en la parte alta de la distribución de RR reciban mayor cuantía de este componente salarial que sus homólogos del sexo masculino. En otras palabras, controlando por características observables, el gap de género debería ser negativo en los percentiles más altos de la distribución de RR. Por contra, en el contexto de las otras teorías relacionadas con menor movilidad de la mujer, como la hipótesis de “suelos salariales” (sticky floors) propuesta por Booth et al.(2003), se predice que las mujeres estarán peor pagadas que los hombres en todos los percentiles ya que la empresa percibe que tienen menores opciones de recibir ofertas alternativas al encontrarse “más atadas” a sus actuales puestos de trabajo de trabajo por motivos de cercanía a sus hogares, horarios, etc., que los hombres.

Para contrastar cuál de las dos hipótesis resulta más respaldada por los datos, utilizamos regresiones cuantílicas (QR), incluyendo corrección por sesgo de selección, bajo una especificación que incluye efectos fijos de empresa y ocupación. Siguiendo el procedimiento de Buchinsky (1998), la corrección del sesgo de selección para los perceptores de RR se basa en un procedimiento en dos etapas. En la primera se utiliza una expansión de la ratio de Mills obtenido en la Tabla 5 para estimar una variable latente que aproxima la función cuantílica desconocida de la distribución bivalente truncada para los términos de error en las ecuaciones de salarios y de participación¹³. Posteriormente, se obtienen la matriz de covarianzas para la estimación QR en dos etapas y las estimaciones que corrigen el sesgo de selección por medio de un procedimiento de bootstrap con 100 repeticiones de la matriz de diseño.

La Tabla 7 reporta las estimaciones QR del coeficiente del indicador de ser mujer para los percentiles considerados relevantes de la distribución de RR. Se observa claramente un patrón de “techo de cristal” con el diferencial de género creciendo desde los 20 puntos logarítmicos en los

13. El término de la ratio de Mills se introduce de forma cuadrática.

percentiles más bajos hasta los 43 puntos logarítmicos en los percentiles más altos de la distribución de salarios. En línea con nuestra discusión previa, interpretamos nuevamente este resultado como más consistente con la presencia de rasgos monopsonísticos en la determinación de la RR que con la teoría de la segregación ocupacional de la mujer.

**Tabla 7: Gaps salariales de género ajustados
Regresiones cuantílicas
(con corrección por sesgo de selección)**

Variable Dependiente: Log Salario Hora de los que reciben RR

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	P10th	P25th	P50th	P75th	P90th
Mujer (WFO)	-0,267** (0,022)	-0,378*** (0,020)	-0,498*** (0,014)	-0,545*** (0,016)	-0,548*** (0,019)

Nota: Errores estándar entre paréntesis. Las estimaciones también incluyen el resto de variables de control (edad, educación, antigüedad, tipo de contrato) así como efectos fijos de ocupación y empresa (WFO).

5. Descomposición del diferencial de género en RR

Hasta aquí se han asumido los mismos rendimientos de mercado (coeficientes) para las características de hombres y mujeres en los modelos estimados, con la única excepción del coeficiente de la constante. Como la hipótesis de que la constante es la misma por género es rechazada por los datos (p -valor= 0,023), a continuación mostramos resultados donde se permiten remuneraciones diferentes a las características de los hombres y mujeres pertenecientes a la muestra de perceptores de RR.

La Tabla 8 resume los resultados de una versión ligeramente modificada de la conocida descomposición de Oaxaca-Blinder para el gap salarial de género, propuesta por Gardeazábal y Ugidos (2004) cuando, como en nuestro caso, existan indicadores que pueden tomar más de dos valores (por ejemplo: educación y edad) en las regresiones de salario por hora. Los resultados corresponden a la especificación WFO. En general, dichos resultados indican que la contribución de las diferencias en los rendimientos para explicar el diferencial de género en RR (46 puntos logarítmicos) es mayor (88%) que la contribución de las diferencias en

las características (12%). Entre los primeros, la mayor contribución se encuentra en las diferencias en el término constante (26 puntos logarítmicos) y en los rendimientos de la edad. A pesar de que sólo se reporta la contribución agregada para todos los grupos de edades, cabe destacar que las dos categorías donde las diferencias en los rendimientos son más elevadas corresponden a los grupos de 30-39 y 40-49 años, las cuales conjuntamente representan 5,67 puntos logarítmicos de los 8,46 puntos logarítmicos aportados por la edad para explicar el gap de género. Este resultado apunta a que en las edades en las que típicamente los individuos se centran en la maternidad o en otras tareas del hogar, se produce “una prima familiar” para los hombres y una “penalización familiar” para las mujeres, en línea con los resultados de otros muchos estudios acerca de la brecha salarial de género en España (véase, por ejemplo, De la Rica et al., 2008). Curiosamente, aunque no son grandes, las diferencias en los rendimientos de antigüedad favorecen a las mujeres, de acuerdo con nuestro resultado anterior respecto a que puede resultarles óptimo a las empresas ofrecer contratos a las mujeres con perfiles salariales más crecientes con la antigüedad, a fin de retenerlas, que en el caso de los hombres. Por último, el hecho de que el término constante de las mujeres represente 26 puntos logarítmicos del total de la brecha salarial de género, mientras que en la regresión WFO representa 29 puntos logarítmicos, sólo puede reflejar el hecho de que la carencia de variables de estado civil y composición de los hogares en nuestra base de datos estén sesgando al alza la magnitud de este coeficiente.

En definitiva, el resultado en esta sección no cambia nuestra conclusión previa de que la brecha salarial de género en RR y el correspondiente “techo de cristal” puedan deberse en buena medida a la existencia de rasgos monopsonísticos en empleos donde se percibe RR. En otras palabras, la menor movilidad laboral femenina conlleva explotación monopsonística por parte de las empresas, incluso cuando las mujeres adquieren mayor nivel educativo que los hombres para señalar su compromiso con la estabilidad laboral.

Tabla 8: Descomposición Blinder-Oaxaca de (log) Gap Hora en RR

Diferenciales salariales de género no ajustados: 46 log-points		
Variables	Contribución de Dif. en <i>Características</i> Absolutas [Relativas] $(X_m - X_f) * \beta_m$	Contribución de Dif. en <i>Rendimientos</i> Absolutas [Relativas] $(\beta_m - \beta_f) * X_f$
Selección de Muestra	0,62 [1,34%]	-1,56 [-3,39%]
Antigüedad	3,44 [7,47%]	-1,93 [-4,19%]
Educación	-2,82 [-6,13%]	3,83 [8,33%]
Edad	1,35 [2,93%]	8,46 [18,39%]
Tipo de Contrato	1,02 [2,22%]	2,42 [5,26%]
Efectos de Ocup. y Empresa	1,81 [3,93%]	3,36 [7,30%]
Constante		26,0 [56,52%]
Total	5,42 [11,8%]	40,58 [88,2%]

Nota: La descomposición se basa en estimaciones WFO separadas para cada género. Se obtienen resultados cualitativamente similares en una estimación conjunta WFO para hombres y mujeres permitiendo diferentes rendimientos por género.

6. Conclusiones

En este trabajo hemos utilizado una base de datos de sección cruzada de los trabajadores españoles en 2006, para examinar si el gap de género en la remuneración por rendimiento (RR) difiere de la brecha salarial de género en otros componentes del salario. Hemos encontrado evidencia de que la RR responde más al rendimiento de los trabajadores que los otros componentes salariales y que las mujeres en puestos de trabajo con RR tienen características observables que son mejores que las de los hombres

(por ejemplo, nivel de estudios). Sin embargo, nuestro principal resultado es que la brecha salarial de género entre los perceptores de RR es mucho mayor, tanto en términos brutos como ajustado por características observables, que el gap existente en los restantes componentes sin RR. Además, se obtienen claros signos de un efecto de “techo de cristal” (mayores diferenciales y menor participación femenina en las partes alta de la distribución del componente salarial de RR).

Nuestra explicación de estos resultados se basa principalmente en la existencia de características de monopsonio en el segmento del mercado de trabajo donde se paga RR esto está posiblemente relacionado con la menor movilidad de las mujeres debido a su mayor implicación en las tareas del hogar. Otra posible interpretación de este resultado podría realizarse a la luz de las teorías que explican la segregación de las mujeres en ocupaciones diferentes a los hombres. Sin embargo, esta última interpretación debe ser tomada con cautela ya que nuestra base de datos carece de información sobre el estado civil de los trabajadores y la composición de los hogares, características que sólo pueden aproximarse (de manera imperfecta) por la edad de las personas.

Referencias

- Amuedo-Dorantes, C. y S. de la Rica (2006), “The Role of Segregation and Pay Structure on the Gender Wage Gap: Evidence from Matched Employer-Employee Data for Spain”, *Contributions to Economic Analysis and Policies, Berkeley Electronic Press Journals*, 1.
- Beaudry, Paul y J. DiNardo (1991), “The effect of implicit contracts on the movement of wages over the business cycle: Evidence from Micro Data”, *Journal of Political Economy*, 99(4):665-688
- Becker, G. (1985), “Human Capital, Effort and the Sexual Division of Labor”, *Journal of Labor Economics*, 3.
- Bertrand, M. y K. Hallock (2001), “The Gender Gap in Top Corporate Jobs”, *Industrial and Labor Relations Review*, 55, 3-21.
- Bertrand, M., Goldin, G. y L. F. Katz (2009), “Dynamics of the gender gap for young professionals in the corporate and financial sectors” *NBER W.P. Series* 14681.
- Booth, A. y J. Frank (1999), “Earnings, Productivity and Performance-Pay”, *Journal of Labor Economics*, 17 (3).
- Booth, A., Francesconi, M y J. Frank (2003), “A sticky floors model of promotion, pay and gender”, *European Economic Review*, 47, 295-322.
- Buchinsky, M.(1998), “Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research.” *Journal of Human Resources*, 33.

- Card, D. (1996), "The Effect of Unions on the Structure of Wages: A Longitudinal Analysis." *Econometrica* 64.
- Coate, S. y G. Loury (1993), "Will affirmative-action policies eliminate negative stereotypes", *American Economic Review*, 83, 1220-40.
- de la Rica, S., Dolado, J.J. y V. Llorens (2008), "Ceilings or floors ?. Gender wage gaps by education in Spain", *Journal of Population Economics*, 21, 755-776.
- de la Rica, S., Dolado, J.J. y C. García-Peñalosa (2009), "On gender gaps and self-fulfilling expectations: Theory, policies and some empirical evidence", *IZA Discussion Paper* No. 3553.
- DiNardo, J., Fortin, N y T. Lemieux (1996), "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach," *Econometrica*, 64(5), 1001-44.
- Dolado, J.J. , J. Jimeno y F. Felgueroso (1997), "Minimum Wages, Collective Bargaining and Wage Dispersion: The Spanish Case" *European Economic Review*, 41, 713-725 .
- Dohmen, T. y A. Falk (2009), "Performance Pay and Multi-dimensional Sorting Productivity, Preferences and Gender", Forthcoming in *American Economic Review*.
- Ewing, B. (1996), "Wages and performance-based pay: Evidence from NLSY", *Economic Letters* 51, 241-246.
- Farber, H. y R. Gibbons (1996), "Learning and Wage Dynamics", *The Quarterly Journal of Economics* .
- Gardeázabal, J y A. Ugidos (2004) " More on identification in detailed wage decompositions", *Review of Economics and Statistics*, 86, 1034-36.
- Katz, L.F. y K.M. Murphy (1992), "Changes in relative wages, 1963-1987: Supply and demand factors" *Quarterly Journal of Economics*, 107, 35-78.
- Lazear, E. y S. Rosen (1990), "Male and female differentials in job ladders", *Journal of Labor Economics*, 8, 106-123.
- Lazear, E. (2000): "Performance Pay and Productivity," *American Economic Review*, 90(5), 1346-1362.
- Lemieux, T. (1998), "Estimating the Effects of Unions on Wage Inequality in a Panel Data Model with Comparative Advantage and Non-Random Selection" *Journal of Labor Economics* 16, April 1998, pp. 261-291
- Lemieux, T. y D. Parent (2009), "Performance Pay and Wage Inequality", *Quarterly Journal of Economics* 124(1), 1-49.
- Manning, A. (2003), *Monopsony in motion: Imperfect competition in Labor Markets*, Princeton University Press.
- Mincer, J. y S. Polacheck, 1977, "Women´s earnings re-examined", *The Journal of Human Resources*, 13 (1).

APÉNDICE 1 : Contribución del diferencial de género en RR al diferencial salarial total.

El salario total por hora (w) se define como la suma del componente salarial no RR o componente fijo (f) y el componente salarial de RR o componente variable (v). Puesto que $\ln(f + v) \neq \ln(f) + \ln(v)$, es difícil calcular los diferenciales de género en puntos logarítmicos, como se hace normalmente en la literatura, a través de la diferencia entre las medias de los salarios en logaritmos de los hombres (M) y de las mujeres (M), es decir $\ln w_M - \ln w_F$, para posteriormente proceder a descomponer el diferencial total en los respectivos gaps de la parte fija y de la parte variable.

Sin embargo, esta descomposición es sencilla si expresamos el gap en porcentaje en lugar de hacerlo en puntos logarítmicos. En efecto, dado que:

$$w = f + v,$$

tomando medias para los salarios de cada género se obtiene:

$$\bar{w}_M = \bar{f}_M + \bar{v}_M, \quad (\text{A.1.1})$$

$$\bar{w}_F = \bar{f}_F + \bar{v}_F. \quad (\text{A.1.2})$$

Por tanto, la descomposición de la brecha de género total (en porcentaje) en términos de las dos brechas de género de los componentes (también en porcentaje) se cumple exactamente para la muestra restringida de trabajadores que reciben RR:

$$\left(\frac{\bar{w}_M - \bar{w}_F}{\bar{w}_F} \right)_{PP} = \alpha \left(\frac{\bar{f}_M - \bar{f}_F}{\bar{f}_F} \right)_{PP} + (1 - \alpha) \left(\frac{\bar{v}_M - \bar{v}_F}{\bar{v}_F} \right)_{PP}, \quad (\text{A.1.3})$$

donde $\alpha = \bar{f}_F / \bar{w}_F$, mientras que para la muestra completa de trabajadores perceptores y no perceptores de RR, tenemos

$$\left(\frac{\bar{w}_M - \bar{w}_F}{\bar{w}_F} \right)_{ALL} = \alpha \left(\frac{\bar{f}_M - \bar{f}_F}{\bar{f}_F} \right)_{ALL} + (1 - \alpha) \phi \left(\frac{\bar{v}_M - \bar{v}_F}{\bar{v}_F} \right)_{PP}, \quad (\text{A.1.4})$$

donde N^{PP} y N^{ALL} son respectivamente el número de observaciones en la muestra restringida de perceptores de RR y en la muestra completa. Por tanto, los segundos términos en la parte derecha de las ecuaciones (A.1.3) y (A.1.4) se interpretan como las contribuciones del diferencial de género en RR al diferencial de género total en cada una de las muestras.

APÉNDICE 2: Un modelo ilustrativo sobre las implicaciones de género de recibir RR.

(A) Salarios competitivos

Asumamos que un trabajador con habilidad (exógena) δ que cobra RR, recibe un salario por unidad producida y que las empresas incurren en un coste fijo C por controlar la monitorización del esfuerzo del trabajador, el cual es pagado por este último en un mercado competitivo. Si denotamos esfuerzo por e , la producción del trabajador se asume que es $(\delta + e)$. El esfuerzo produce una cierta desutilidad $c(e)$ que es creciente y convexa. Asumimos que la forma funcional de esta desutilidad es $c(e) = e^{1+\gamma} / (1+\gamma)$, con $\gamma > 0$. Dada la mayor implicación de las mujeres en las tareas del hogar, la desutilidad de su esfuerzo es mayor que en el caso de los hombres, concretamente $c(e) = \phi e^{1+\gamma} / (1+\gamma)$, con $\phi > 1$. Por tanto, podemos escribir la utilidad de hombres y mujeres como:

$$U_M^{PP} = W(\delta + e) - C - e^{1+\gamma} / (1+\gamma) \quad (\text{A.2.1})$$

$$U_F^{PP} = W(\delta + e) - C - \phi e^{1+\gamma} / (1+\gamma) \quad (\text{A.2.2})$$

En relación con los trabajadores que no reciben RR, asumamos que producen un nivel mínimo de output, digamos $\bar{\delta}$, que puede ser monitorizado por la empresa sin coste alguno y que no implica ningún tipo de esfuerzo. Después de todo, producir entraña cierto nivel de esfuerzo y, en ausencia de monitorización costosa, el trabajador no tiene incentivos a producir por encima de $\bar{\delta}$. Ello implica que la utilidad para hombres y mujeres en este tipo de empleos viene dada simplemente por:

$$U^{NPP} = W\bar{\delta} \quad (\text{A.2.3})$$

El nivel de esfuerzo elegido por los trabajadores en los trabajos que reciben RR se obtiene simplemente igualando el ingreso marginal de

ejercer esfuerzo con su coste marginal. A partir de (A.2.1) y (A.2.2), se obtiene que $W = e_M^{*\gamma}$ y $W = \phi e_F^{*\gamma}$, por lo que $W = e_M^{*\gamma} = \phi e_F^{*\gamma} > e_F^{*\gamma}$. Sustituyendo estas dos expresiones en (A.2.1) y (A.2.2), implica que el trabajador i ($=M,F$) elegirá RR para $\delta > \delta_i^*$, donde

$$U_M^{PP}(\delta_M^*) = \frac{\gamma}{1+\gamma} e_M^{1+\gamma} + \delta_M^* e_M^\gamma = \frac{\gamma\phi}{1+\gamma} e_F^{1+\gamma} + \phi\delta_M^* e_F^\gamma - C = W\bar{\delta} = U^{NPP} \quad (\text{A.2.4})$$

$$U_M^{PP}(\delta_M^*) = \frac{\gamma}{1+\gamma} e_M^{1+\gamma} + \delta_M^* e_M^\gamma = \frac{\gamma\phi}{1+\gamma} e_F^{1+\gamma} + \gamma\delta_M^* e_F^\gamma - C = W\bar{\delta} = U^{NPP}$$

$$U_F^{PP}(\delta_F^*) = \frac{\gamma\phi}{1+\gamma} e_F^{1+\gamma} + \delta_F^* e_F^\gamma - C = W\bar{\delta} = U^{NPP} \quad (\text{A.2.5})$$

Comparando ambas expresiones, tenemos que $\delta_F^* > \delta_M^*$. Por consiguiente, suponiendo que la distribución de habilidad es simétrica para ambos géneros, deberíamos esperar encontrar menos mujeres en trabajos con RR, y condicional a recibir RR, mayor habilidad entre las mujeres perceptoras de RR que entre sus homólogos masculinos.

Además, si las mujeres fueran conscientes de la discriminación en los empleos en los que no se percibe RR, donde digamos, que ellas reciben $U_F^{NPP} = \alpha W\bar{\delta}$ con $0 < \alpha < 1$, mientras que $U_M^{NPP} = W\bar{\delta}$, entonces tendrán obviamente mayor preferencia por los empleos con RR que anteriormente. Más aún, su presencia en puestos de trabajo de este tipo será mayor que en el caso de los hombres, incluso si $\phi = 1$

(B) Salarios predeterminados e incertidumbre en la vinculación al puesto de trabajo.

Un modelo ligeramente diferente, en el que los salarios son establecidos por los empleadores con el objeto de impedir las interrupciones en la carrera laboral de los trabajadores, pueden ser descrito usando una ligera adaptación del modelo de Lazear y Rosen (1992) de asignación de los trabajadores a trabajos de rápida o lenta promoción. Asumamos que los individuos en empleos en los que se paga RR trabajan durante dos periodos y están dotados de la misma habilidad δ que es conocida por la empresa. En el periodo inicial, producen δ y reciben un salario W_1 . Como resultado de mayor antigüedad, su productividad en el periodo 2 se incrementa hasta $\mu\delta$, donde $\mu > 1$, recibiendo un salario W_2 . Se supone que los trabajadores reciben un shock de desutilidad, ω , en ambos periodos que les fuerza a abandonar su empleo (digamos,

debido responsabilidades familiares no anticipadas). El shock ω es una variable aleatoria i.i.d., independiente entre periodos, con una función de distribución acumulada, f.d.a., $F(\omega)$ y que se revela al trabajador una vez que el salario en cada uno de los periodos ha sido establecido por la empresa. Por tanto, los salarios están predeterminados y los trabajadores permanecerán en la empresa durante ambos periodos si $W_{it} - \omega \geq 0$, $t=1, 2$ and $i=F, M$.

La diferencia clave entre hombres y mujeres es que la f.d.a. de los hombres, $FM(\omega)$, esta estocásticamente dominada por la f.d.a. de las mujeres, $FF(\omega)$, es decir, $FM(\omega) > FF(\omega)$ for $\omega > 0$. Esta hipótesis recoge el hecho de que las mujeres son más propensas a verse afectadas por estos shocks que los hombres. Para simplificar las cosas, y sin pérdida de generalidad en términos de resultados cualitativos, asumiremos que $dF(\cdot)$ es una distribución uniforme, tal que la función de densidad verifica: $fM(\omega) = U[0, \mathcal{E}_M]$ and $fF(\omega) = U[0, \mathcal{E}_F]$, con $\mathcal{E}_F > \mathcal{E}_M$.

Para resolver los salarios de equilibrio de hombres y mujeres en los dos períodos, procedemos por inducción hacia atrás en el tiempo. Bajo la hipótesis de que el salario en el periodo 2, W_{2i} ($i=f, m$), se ofrece antes de que ω tenga lugar, los empleadores elegirán W_{2i} con el fin de maximizar los beneficios esperados en el periodo 2, sujeto a la participación restringida en este periodo y condicional a la probabilidad de permanecer en la empresa durante el periodo 1 (igual a W_{1i}/\mathcal{E}_i bajo una distribución uniforme), esto es:

$$\max_{W_{2i}} \frac{W_{1i}}{\mathcal{E}_i} \int_0^{W_{2i}} (\mu\delta - W_{2i}) d\omega = \max_{W_{2i}} \frac{W_{1i}}{\mathcal{E}_i^2} [\mu\delta W_{2i} - W_{2i}^2], \quad i = M, F \quad (A.2.6)$$

donde la condición de primer orden (c.p.o.) con respecto a W_{2i} implica que el salario pagado en equilibrio para hombres y mujeres será idéntico¹⁴:

$$W_{2i}^* = \mu\delta / 2 \quad (A.2.7)$$

y reemplazando W_{2i}^* en el termino entre corchetes de (A.2.6), el beneficio de la empresa en el periodo 2 vendrá dado por $\Pi_{2i}^* = W_{1i}^2 (\mu\delta)^2 / 4\mathcal{E}_i^2$.

14. Es exactamente la productividad del trabajador y el salario externo que se supone igual a cero. El peso 1/2 en las medias se debe a la elección de la distribución uniforme en el ejemplo. Distribuciones alternativas darían lugar a una media ponderada con pesos desiguales.

Volviendo al periodo 1, las empresas escogen W_{1i} para maximizar la suma de los beneficios esperados en ambos periodos, sujetas a la restricción de participación en ese periodo, es decir:

$$\max_{W_{1i}} \left\{ \frac{1}{\varepsilon_i} \int_0^{W_{1i}} (\delta - W_{1i}) d\omega + \frac{W_{1i}^2}{4\varepsilon_i^2} (\mu\delta)^2 \right\}, \quad i = M, F \quad (\text{A.2.7})$$

lo que implica que:

$$W_{1i}^* = \frac{\delta}{2} + \frac{(\mu\delta)^2}{8\varepsilon_i} \quad (\text{A.2.8})$$

Puesto que $\varepsilon_F > \varepsilon_M$, se sigue que $W_{1M}^* > W_{1F}^*$. Dado que para el mismo valor de δ , $W_{2M}^* = W_{2F}^*$, se deriva que los rendimientos a la antigüedad han de ser mayores en el caso de las mujeres que en el de los hombres.

Los empleos en los que no hay RR, pueden ser interpretados en términos de este modelo con $\mu = 1$, es decir un perfil salarial más plano. De las ecuaciones (A.2.7) y (A.2.8) con $\mu = 1$, obtenemos que los salarios en los trabajos en los que no hay RR son menores que en los que hay RR.