

# DISCRIMINACIÓN SALARIAL DE GÉNERO Y POBREZA EN CATALUÑA\*

SARA AYLLÓN

Universitat de Girona & EQUALITAS

Este trabajo analiza los beneficios de la eliminación de la discriminación salarial de género en la erradicación de la pobreza en Cataluña. A partir de los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) para el periodo entre 2005 y 2009, calculamos una distribución contrafactual de los ingresos de los hogares en la que las mujeres son remuneradas por sus características igual que los hombres. Los resultados nos permiten predecir una reducción del riesgo de pobreza para el conjunto de la población catalana de entre un 1,5 y un 2%, siendo los niños (y especialmente los adolescentes) algunos de los colectivos más beneficiados. A la luz de los resultados, argumentamos que las medidas que intentan igualar la posición de las mujeres y los hombres en el mercado de trabajo, deberían contemplarse como una política más de lucha contra la pobreza.

*Palabras clave:* discriminación salarial de género, pobreza, ECV, Cataluña.

*Clasificación JEL:* I32, J31, J70.

Varios estudios demuestran que, en Cataluña, como en muchas otras partes, el fenómeno de la pobreza no afecta de forma igual a ambos sexos. Las mujeres sufren un riesgo de pobreza más alto que los hombres y, además, se encuentran con más dificultades para salir de esta situación, por lo que, entre ellas, es un problema más persistente [Ayllón y Ramos (2008), Ayllón (2009), FOESSA (2008), Observatorio de la Inclusión Social (2008), Madruga Torremocha y Mata López (2004), Tortosa (2001)]. La monoparentalidad, la difícil conciliación entre la vida familiar y laboral, la precariedad en el mercado de trabajo o la debilidad del sistema de protección social son algunas de las causas que se han apuntado para explicar la feminización de la pobreza en Cataluña [Ayllón, Mercader, y Ramos (2003) y (2007), Brunet, Valls, y Belzunegui (2009)]. Todo ello, en un contexto donde se demuestra también la creciente contribución de los salarios de las mujeres a los ingresos de los hogares –en paralelo al aumento de la participación femenina en el mercado de trabajo– y, por tanto, el papel crucial que los salarios femeninos

---

(\*) Correspondencia: Departament d'Economia, Universitat de Girona, C/Universitat de Girona 10, 17071 Girona. Tel: +34 972 418 779. Fax: +34 93 972 418 032. E-mail: sara.ayllon@udg.edu. Quiero agradecer el apoyo económico del Institut Català de les Dones, del proyecto de investigación ECO2010-21668-C03-02 y de la XREPP (Direcció General de Recerca).

tienen en la prevención de la pobreza en determinados hogares [Gornick (1999), Waldfogel, Harkness, y Machin (1997), Cattan, (1998)]<sup>1</sup>.

Además de las causas apuntadas, la literatura académica ha señalado, muy recientemente, la necesidad de fijarnos también en la discriminación salarial de género para comprender mejor las situaciones de precariedad económica de algunos colectivos. Según Gradín, Del Río, y Cantó (2010), la existencia de diferencias en los ingresos derivadas del mercado de trabajo y no explicadas por diferencias en otras características, aparte del género, tienen un coste que se traduce en una mayor tasa de pobreza entre el conjunto de la población y, especialmente, entre los hogares encabezados por mujeres. Estos autores demuestran cómo en buena parte de los países miembros de la Unión Europea, el riesgo de pobreza sería inferior al actual en caso de que el mercado de trabajo no discriminara a las mujeres a nivel salarial.

Siguiendo esta línea de investigación, el objetivo de este trabajo es medir, por primera vez, cuál es el coste en términos de pobreza de la discriminación salarial de género existente en Cataluña. Nos preguntamos, por lo tanto, cuál sería el riesgo de pobreza en caso de poder eliminar las diferencias salariales entre hombres y mujeres resultado de la discriminación. Con este objetivo, calculamos para Cataluña una nueva distribución de ingresos salariales que no discrimina entre hombres y mujeres. O sea, aproximamos el *gap* salarial de cada una de las mujeres trabajadoras de la muestra controlando por el mayor número posible de características (edad, experiencia, sector, tipo de contrato, etc.). Entonces, sumamos el *gap* salarial a los ingresos de las mujeres y construimos una nueva distribución de ingresos individuales. A partir de ahí, podemos calcular los ingresos de los hogares de Cataluña y el riesgo de pobreza en ausencia de discriminación. Los resultados dan, por tanto, una medida del potencial que tienen las políticas de mercado de trabajo en mujeres, no sólo por la eliminación de la discriminación sino también en la lucha contra la pobreza. El trabajo hace un especial énfasis en el análisis de la pobreza infantil y la de colectivos como los hogares monoparentales o las familias numerosas así como también de la situación de las mujeres solteras o divorciadas.

Los resultados muestran cómo la eliminación de la discriminación salarial de género reduciría entre un 1,5 y un 2% el riesgo de pobreza en Cataluña. Se trata de un efecto importante si tenemos en cuenta que sólo una parte de los hogares catalanes se verían beneficiados por esta medida –aquéllos en los que vive una mujer que trabaja por cuenta ajena. Los niños catalanes, y sobre todo los adolescentes, serían uno de los colectivos más beneficiados con una reducción del riesgo de pobreza de entre 2 y 3 puntos porcentuales. En vista de estos resultados, la eliminación de la discriminación salarial de género debería contemplarse como una

---

(1) Por ejemplo, Cattan (1998) en un análisis descriptivo sobre la importancia de los sueldos de las esposas en la reducción de la pobreza en los Estados Unidos observa que para las familias de origen mexicano o cubano, el sueldo de las mujeres contribuye a la reducción del riesgo de pobreza de estos colectivos en torno al 20-25%. Por otro lado, Reed y Cancian (2001) también han mostrado cómo los cambios en los ingresos femeninos han contribuido a un menor crecimiento de la desigualdad de los ingresos familiares en Estados Unidos entre 1969 y 1999. Los cambios en los ingresos masculinos, por el contrario, habrían acelerado el aumento de la desigualdad medida por el coeficiente de Gini. Daly y Valletta (2006) confirman los resultados de Reed y Cancian (2001) y añaden cómo el impacto positivo de la participación de la mujer en el mercado de trabajo en la reducción de la desigualdad habría sido especialmente importante entre los hogares con menores ingresos.

política más de lucha contra la pobreza (especialmente, la infantil). Desafortunadamente, algunos de los colectivos más necesitados de nuestra sociedad quedarían al margen de los beneficios de la eliminación de la discriminación salarial de género lo que evidencia, una vez más, la necesidad de un plan integral de lucha contra la pobreza en nuestro país.

Este trabajo se estructura del siguiente modo: la sección 1, después de esta introducción, presenta la base de datos utilizada y las principales opciones metodológicas adoptadas en el estudio de la pobreza. La sección 2 se ocupa del análisis descriptivo en cuanto a algunos rasgos del mercado de trabajo en Cataluña en cuestión de género y la sección 3 da cuenta de los principales resultados en cuanto a pobreza, tanto para el conjunto de la población como las diferencias por género. La sección 4 presenta la metodología econométrica a partir de la cual derivan las estimaciones y, la sección 5, los principales resultados. Finalmente, la sección 6 concluye.

## 1. DATOS Y OPCIONES METODOLÓGICAS

### 1.1. *Los datos*

Los micro-datos utilizados en este análisis provienen de los ficheros transversales de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) que elabora el Instituto Nacional de Estadística a petición de Eurostat. El estudio comprende el periodo entre 2005 y 2009<sup>2</sup>. La principal ventaja de la utilización de los datos de la ECV es que disponemos de información muy detallada sobre las características socio-demográficas y laborales de todos los individuos de la muestra así como los ingresos del hogar de todas las fuentes posibles<sup>3</sup>. De hecho, la ECV (como sucesora del Panel de Hogares de la Unión Europea, PHOGUE) está llamada a ser la fuente de datos de referencia para el estudio de la pobreza y la exclusión social en todos los países miembros de la Unión Europea<sup>4</sup>. El cuadro 1 recoge el tamaño de la muestra:

(2) Existen datos relativos al año 2004. Con todo, por precaución, hemos preferido descartar la utilización de la primera ola de la Encuesta de Condiciones de Vida para ingresos relativos al año 2003 ya que obtenemos una tasa de crecimiento entre los ingresos reales relativos del año 2003 y 2004 negativa. Hemos considerado que, en una economía en crecimiento, como la economía catalana durante este periodo, una tasa de crecimiento de los ingresos reales negativa entre dos años no representa suficientemente bien la realidad de los ingresos de los hogares catalanes. Por otro lado, este periodo de análisis nos parece especialmente interesante porque incluye los últimos años del periodo de bonanza económica vivido en Cataluña y los primeros años de la actual crisis por lo que esperaríamos poder analizar las consecuencias de la discriminación salarial de género sobre la pobreza en diferentes momentos del ciclo económico. Más adelante, de todas formas, se discute cómo los datos todavía no permiten un análisis en profundidad de la discriminación salarial durante la crisis económica así que habrá que esperar a disponer de más datos para este tipo de análisis.

(3) En tanto que la metodología para este trabajo requiere la estimación de ecuaciones de salarios, podríamos pensar en utilizar una base de datos como la Encuesta de Estructura Salarial que contiene información más detallada respecto a características de mercado de trabajo. De todos modos, esta base de datos no contiene información de todos los ingresos del hogar por lo que sería imposible estimar pobreza.

(4) Nótese que disponemos de datos transversales y longitudinales representativos de la población de Cataluña, así como del resto de España y de los países miembros de la Unión Europea. Esto permitirá, en futuros trabajos, un análisis comparativo de la situación de Cataluña con el resto de vecinos europeos.

**Cuadro 1: NÚMERO TOTAL DE OBSERVACIONES DE INDIVIDUOS  
Y HOGARES EN LA ECV, CATALUÑA, 2005-2009**

	Año					Total
	2005	2006	2007	2008	2009	
Individuos	3.712	3.618	3.704	3.798	3.933	18.765
Hogares	1.357	1.312	1.346	1.400	1.464	6.879

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECV (2005-2009).

### 1.2. Opciones metodológicas

Al analizar pobreza monetaria, hay toda una serie de cuestiones metodológicas importantes que hay que resolver como, por ejemplo, la elección del umbral de pobreza, la unidad de análisis perceptora de renta, la escala de equivalencia, la unidad de ponderación del periodo de referencia en el que se miden los ingresos o la definición misma de ingreso<sup>5</sup>. Si bien no es nuestra intención profundizar en la discusión de estos aspectos, presentamos las elecciones metodológicas tomadas en este epígrafe.

Siguiendo las indicaciones de la Comisión Europea para el estudio de la pobreza y la exclusión social en los Estados miembros de la Unión Europea, este trabajo considera pobres todos los individuos con rentas equivalentes inferiores al umbral de pobreza definido por el 60% de la renta mediana equivalente. Se trata, por tanto, de una aproximación relativa al análisis de la pobreza que entiende que la medida del problema debe adaptarse a los cambios en la *standard* de vida del conjunto de la población. De esta manera, se define un umbral de pobreza relativo al territorio de Cataluña y diferente en cada uno de los años estudiados.

El análisis de la pobreza monetaria se basa en la distribución de ingresos netos que contiene la renta disponible total del hogar durante el año anterior a la entrevista. O sea, trabajamos con una distribución de ingresos que es el resultado de sumar todas las rentas de todos los miembros del hogar independientemente de su fuente. Además, la distribución de ingresos que contiene la ECV ha sido multiplicada por un factor que corrige el problema de la falta de respuesta dentro de un hogar. Dicho de otro modo, en caso de que alguno de los miembros de un hogar no informe de cuáles han sido sus ingresos, el Instituto Nacional de Estadística imputa a aquel hogar un factor de inflación que corrige la posible subestimación de las rentas totales de aquel hogar.

Es importante tener en cuenta que en la ECV hay un cambio metodológico a partir del año 2007 por el que la variable de ingresos anuales del hogar no contiene los ingresos personales correspondientes a ingresos no salariales (pago de dietas, facturas, etc.) y el autoconsumo. En este trabajo, y con el objetivo de hacer comparables los cálculos a lo largo del periodo, los ingresos anuales contienen las mismas partidas en todos los años.

(5) Para una discusión general de estas cuestiones véase, por ejemplo, Atkinson *et al.* (2002).

La distribución de ingresos finalmente utilizada no contiene ni ceros ni valores negativos. Asimismo, en un acto de prudencia, hemos decidido basar el análisis en la muestra que se obtiene de podar un 0,5% los dos extremos de la distribución. La técnica de poda es útil para hacer que los cálculos estadísticos sean menos sensibles a la presencia de valores atípicos en los datos muestrales. Los datos atípicos aparecen por múltiples causas (errores de medida o de transcripción, existencia de individuos que realmente tienen poco que ver con el resto de la muestra, etc.), y pueden llegar a hacer que los resultados de los análisis estadísticos sean poco representativos de la población estudiada [Cowell y Victoria-Feser (1996)]<sup>6</sup>.

Los ingresos totales de los hogares son transformados en ingresos equivalentes, para tener en cuenta que los hogares son diferentes en tamaño y composición, mediante la escala de equivalencia de la OCDE modificada. Esta escala da un peso de 1 al primer adulto, de 0,5 al resto de adultos del hogar y de 0,3 a los niños menores de 14 años<sup>7</sup>.

A lo largo del trabajo, utilizamos tres indicadores de pobreza: el riesgo de pobreza o porcentaje de pobres, la intensidad de la pobreza y la severidad. Por un lado, el riesgo de pobreza informa del alcance del problema, o sea, de qué porcentaje de la población se encuentra por debajo del umbral de pobreza. Por otra parte, la intensidad de la pobreza mide la suma de las distancias que separan los ingresos de los individuos pobres del umbral de pobreza, en términos relativos. O sea, indica si las rentas de los individuos pobres se encuentran muy lejos del umbral o no. Finalmente, la severidad de la pobreza es un indicador similar a la intensidad pero da más peso a las rentas más alejadas del umbral de pobreza por lo que, en el cálculo, la situación de los individuos más pobres es considerada peor que la de los individuos que, a pesar de ser pobres, tienen rentas cercanas al umbral.

Nótese que todos los indicadores de pobreza que utilizamos en este trabajo pertenecen a la familia de los indicadores FGT (Foster-Greer-Thorbecke) y que podemos definir de la siguiente manera:

$$FGT(\alpha) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^H \left( \frac{z - x_i}{z} \right)^\alpha$$

donde  $z$  es el umbral de pobreza,  $x_i$  es el ingreso equivalente,  $N$  el número de individuos en la población,  $H$  el número de individuos pobres y  $\alpha$  es un parámetro de sensibilidad hacia los más pobres. Véase Foster, Greer, y Thorbecke (1984).

Cuando  $\alpha$  es igual a cero, entonces,

$$FGT(0) = \frac{H}{N}$$

(6) Téngase en cuenta que estas opciones metodológicas pueden hacer que el riesgo de pobreza que presentamos varíe respecto a los datos publicados por el Instituto Nacional de Estadística (INE) o el *Institut d'Estadística de Catalunya* (Idescat).

(7) Una escala de equivalencia es un mecanismo para convertir las rentas de diferentes unidades de renta a una base común que mida necesidad o poder de compra.

informa del riesgo de pobreza. Con  $\alpha = 1$ , obtenemos la intensidad de la pobreza que permite tener en cuenta que la situación de los más pobres es peor que la situación de los menos pobres. Finalmente, con  $\alpha = 2$ , obtenemos la medida de la severidad del fenómeno y donde la distancia de las rentas de los más pobres al umbral aumenta su peso en el indicador.

Vale la pena tener en cuenta que la metodología habitualmente utilizada en el cálculo de pobreza obliga a aceptar la hipótesis de equidad intrafamiliar, según la cual, todos los miembros del hogar disfrutan (o sufren) el mismo nivel de bienestar, independientemente de la edad o el sexo<sup>8</sup>. En la misma línea, dado que calculamos pobreza a partir de los ingresos totales del hogar, asumimos que todos los miembros del hogar comparten sus ingresos con el resto<sup>9</sup>.

Finalmente, es importante tener en cuenta que los ingresos se recogen retrospectivamente en la base de datos que utilizamos en este trabajo. Dado que los hogares deben dar cuenta de todos los ingresos percibidos durante un año, en el momento de la entrevista detallan los ingresos recibidos en el año anterior. Así, por ejemplo, los hogares entrevistados en el año 2005 indican los ingresos percibidos en el año 2004. Esto provoca un cierto sesgo entre el periodo de referencia de los ingresos (año anterior) y el de la escala de equivalencia (año de la entrevista). Si bien, con los datos transversales con los que trabajamos en este estudio, no es posible llevar a cabo ningún tipo de corrección, sí hemos tenido cuidado de calcular la escala de equivalencia teniendo en cuenta la edad que los miembros del hogar tenían en el periodo de referencia de los ingresos y no en el año corriente<sup>10</sup>.

## 2. EL MERCADO DE TRABAJO CATALÁN: DIFERENCIAS POR GÉNERO

Antes de adentrarnos propiamente en el análisis de la discriminación salarial de género en Cataluña, queremos dar cuenta de algunas de las principales diferencias en el mercado de trabajo entre hombres y mujeres<sup>11</sup>. Estos descriptivos nos ayudarán a conocer qué variables debemos utilizar en los modelos econométricos con el objetivo de no confundir las diferencias salariales explicadas por diferencias relacionadas con la productividad y aquéllas resultado de la discriminación salarial.

Las primeras filas del cuadro 2 muestran las tasas de actividad, ocupación y paro por género en Cataluña para el periodo 2005-2009<sup>12</sup>. En primer lugar, vale la

---

(8) Lundberg, Pollak y Wales (1997), entre otros, han cuestionado la hipótesis de equidad intrafamiliar.

(9) Ligado a las decisiones metodológicas que acabamos de ver, nótese cómo la unidad de análisis implícita es el individuo, si bien sumamos los ingresos a nivel de hogar. En consecuencia, cuando medimos pobreza utilizamos los pesos individuales que constan en la matriz de datos y que nos permiten elevar la muestra de individuos de la ECV al conjunto de la población catalana. De esta manera, nuestros resultados son representativos del conjunto de individuos que viven en Cataluña con la excepción de las personas que no viven en hogares privados.

(10) Véase Debels y Vandecasteele (2008) para una discusión más detallada sobre el sesgo existente entre ingresos y escala de equivalencia en la medida de la pobreza.

(11) Véase una descripción más detallada en, por ejemplo, Torns (2004) o los anuarios estadísticos del Idescat.

(12) Nótese que el grupo de referencia es la población con edades entre 16 y 64 años.

**Cuadro 2: TASAS DE ACTIVIDAD, DE EMPLEO, DE DESEMPLEO Y PORCENTAJE DE ASALARIADOS Y ASALARIADAS CON CONTRATO TEMPORAL, A TIEMPO PARCIAL Y SECTOR POR GÉNERO, CATALUÑA, 2005-2009**

	Año				
	2005	2006	2007	2008	2009
Tasa de actividad (16-64 años)					
Hombres	85,63	85,83	86,07	86,32	84,73
Mujeres	65,23	66,89	67,61	69,31	70,10
Tasa de ocupación (16-64 años)					
Hombres	80,59	81,27	81,25	78,48	70,14
Mujeres	59,69	61,27	62,29	63,07	59,39
Tasa de paro (16-64 años)					
Hombres	5,89	5,31	5,61	9,08	17,22
Mujeres	8,49	8,41	7,86	9,01	15,28
Asalariados/as con contrato temporal					
Hombres	23,00	25,00	23,00	20,00	17,30
Mujeres	27,10	28,20	24,50	22,70	18,80
Trabajo a tiempo parcial					
Hombres	4,40	4,40	4,30	4,20	4,60
Mujeres	23,60	21,60	22,30	21,80	20,60
Asalariados/as en el sector público					
Hombres	11,00	9,90	9,60	10,20	12,20
Mujeres	17,60	16,60	16,10	15,80	18,30

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Población Activa (EPA).

pena destacar las diferencias en la tasa de actividad que, entre los hombres, se sitúa en torno al 85% y, entre las mujeres, entre el 65 y el 70%. Así pues, aunque la tasa de actividad femenina no habría dejado de aumentar, todavía se encuentra más de 15 puntos porcentuales por debajo de la masculina<sup>13</sup>. En la misma línea, la tasa de ocupación masculina se encuentra muy por encima de la femenina, especialmente al principio del periodo analizado que es de 20 puntos porcentuales.

(13) A nivel metodológico, esto implica la necesidad de utilizar modelos de selección de Heckman para considerar que hombres y mujeres tienen oportunidades y/o preferencias diferentes respecto a su participación en el mercado de trabajo.

Con todo, nótese cómo el inicio de la etapa de crisis económica ha provocado una fuerte disminución de la tasa de empleo entre los hombres y, por tanto, un acercamiento de las tasas, por género. Por otra parte, y en cuanto a la tasa de paro, vale la pena fijarnos como en todos los años, el riesgo de encontrarse en el paro es superior entre las mujeres que entre los hombres hasta el 2008<sup>14</sup>. A partir de este año, la tasa de paro masculino se encuentra por encima de la femenina. Se trata de un cambio de tendencia (que habrá que confirmar en el futuro) explicado por el hecho de que la crisis económica ha afectado a sectores que empleaban especialmente hombres, como es el sector de la construcción.

En cuanto a otras características laborales que distinguen el trabajo de los hombres y el de las mujeres, nótese cómo las mujeres en mayor porcentaje tienen un contrato temporal y, especialmente, trabajan a media jornada<sup>15</sup>. Habrá que tener muy en cuenta ambas características como variables de control en los modelos econométricos.

Finalmente, nótese cómo el porcentaje de mujeres ocupadas en el sector público es mayor que el de los hombres. Las mujeres trabajadoras tienden a mostrar una preferencia mayor por el trabajo en el sector público dado que, a menudo, representa un trabajo más estable y ofrece mejores posibilidades de conciliación de la vida laboral y familiar [véase Mora y Ruiz-Castillo (2004)]. Desafortunadamente, los datos de la ECV que utilizamos en este trabajo no nos permiten distinguir los asalariados en el sector privado de los que trabajan en el sector público, limitación que debemos tener en cuenta a la hora de interpretar nuestros resultados.

### 3. LA FEMINIZACIÓN DE LA POBREZA

Una vez vistas las principales diferencias respecto al género en el mercado de trabajo, este epígrafe da cuenta de las diferencias en cuanto al riesgo, la intensidad y la severidad de la pobreza<sup>16</sup>. Con el objetivo de poder derivar nuestros cálculos a partir de un mayor número de observaciones, presentamos los resultados en forma de medias móviles de dos años y también la media de todo el periodo analizado (2005-2009).

Tal y como muestra el cuadro 3, el riesgo de pobreza en Cataluña para el periodo entre 2005 y 2009 se sitúa entre el 16 y el 18%. Se trata de un riesgo alto pero similar a la media europea del 16,1 y 16,3% en 2009 para la UE-15 y UE-27, respectivamente. Por otro lado, el riesgo de pobreza se habría mantenido bastante estable a lo largo del periodo, incluso con el inicio de la crisis económica en torno

---

(14) En Azmat, Güell, y Manning (2006) se establece cómo las diferencias en las tasas de paro entre hombres y mujeres en los países mediterráneos durante los años noventa vienen en parte explicadas por la discriminación que ejercen los empresarios contra las mujeres.

(15) La reducción del porcentaje de contratos temporales entre los asalariados no se explica por una mejora en las condiciones laborales de los trabajadores y las trabajadoras en el mercado de trabajo catalán. La disminución de las tasas de temporalidad sencillamente refleja el hecho de que las personas con contrato temporal han sido las primeras en ser expulsadas de los puestos de trabajo con el inicio de la etapa de crisis.

(16) Véase Brunet, Valls, y Belzunegui (2009) para un análisis de las diferencias en el riesgo de pobreza entre hombres y mujeres a lo largo del ciclo vital en Cataluña.



al 2008. Muy probablemente, sólo a partir de los datos relativos al año 2010 y 2011, y especialmente con el agotamiento de los programas de protección social se empezarán a notar las consecuencias de la crisis en el riesgo de pobreza<sup>17</sup>. Por otra parte, la intensidad y la severidad de la pobreza se sitúan en los rangos 4,36-5,26 y 1,79-2,35, respectivamente. Dado que los resultados para Cataluña de los años de los que disponemos de datos son muy constantes, a partir de esta sección presentamos los resultados como media del periodo lo que nos permite, al mismo tiempo, trabajar con un mayor número de observaciones.

**Cuadro 3: RIESGO, INTENSIDAD Y SEVERIDAD DE LA POBREZA EN EL CONJUNTO DE LA POBLACIÓN DE CATALUÑA Y POR GÉNERO (MEDIAS MÓVILES), 2005-2009**

	2005-06	2006-07	2007-08	2008-09	2005-09
<b>Total poblacional</b>					
Riesgo de pobreza	18,08	18,24	16,44	16,02	17,12
Intensidad	5,26	4,98	4,41	4,36	4,74
Severidad	2,35	2,12	1,79	1,88	2,04
<b>Mujeres</b>					
Riesgo de pobreza	19,70	19,83	17,93	17,70	18,73
Intensidad	5,64	5,41	4,81	4,70	5,10
Severidad	2,44	2,26	1,93	1,95	2,13
<b>Hombres</b>					
Riesgo de pobreza	16,43	16,62	14,92	14,30	15,48
Intensidad	4,86	4,53	4,00	4,02	4,38
Severidad	2,25	1,98	1,66	1,81	1,95

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECV (2005-2009). Es importante recordar que los ingresos se recogen retrospectivamente en la base de datos y, por tanto, si bien utilizamos la anotación del año de la encuesta, los ingresos hacen referencia al año anterior. Seguimos, por tanto, la anotación utilizada por el Instituto Nacional de Estadística o el Idescat.

En cuanto al riesgo de pobreza por género, en todos los años analizados, la tasa de pobreza de las mujeres es superior a la de los hombres –con diferencias de aproximadamente 3 puntos porcentuales a lo largo de todo el periodo–. Más allá,

(17) De acuerdo con los resultados publicados por el Instituto Nacional de Estadística, y a partir de la misma base de datos que utilizamos en este trabajo, el riesgo de pobreza en España en el año 2010 se situó en el 20,7%, por encima del riesgo de pobreza entre 2004 y 2009, que se encontraba en el rango 19,5-19,9%. Al mismo tiempo, los datos provisionales para 2011 indican que el riesgo de pobreza estaría en torno al 21,8%. Todo parece indicar, pues, que las consecuencias de la crisis tardan un tiempo en reflejarse en los cálculos del riesgo de pobreza relativa.

el indicador relativo a la intensidad de la pobreza refleja que las rentas equivalentes de las mujeres se encuentran más alejadas del umbral de pobreza. O sea, la pobreza, no sólo está más presente entre el colectivo de mujeres sino que representa un problema más grave. También, los resultados relativos a la severidad confirman esta situación.

Claramente, no existe una única explicación a las diferencias en el riesgo de pobreza por género. Como ya se ha comentado en la introducción, la literatura ha apuntado desde las dificultades para conciliar la vida familiar y laboral pasando por las carencias del sistema de protección social, la mayor presencia de mujeres al frente de hogares monoparentales o el incremento de la tasa de divorcio. En lo que sigue, nos centramos en las consecuencias que la discriminación salarial de género pueda tener sobre el riesgo de pobreza.

#### 4. METODOLOGÍA

Para considerar la relación entre discriminación salarial de género y el fenómeno de la pobreza en Cataluña, este trabajo de investigación sigue de forma pormenorizada la metodología utilizada por Del Río, Gradín, y Cantó (2008) y Gradín, Del Río, y Cantó (2010)<sup>18</sup>.

Nuestros resultados derivan de la estimación de una distribución de ingresos individuales contrafactual con ausencia de discriminación salarial. Se trata, por tanto, de calcular el salario que correspondería a las mujeres en una sociedad donde no se las discriminara salarialmente. En primer lugar, pues, estimamos el salario-hora (en logaritmos) de cada uno de los trabajadores de la muestra. Para ello, utilizamos un modelo de selección de Heckman que permite controlar la posible auto-selección de los individuos en el mercado de trabajo [Heckman (1979)]. Se trata, por tanto, de controlar el sesgo de selección provocado por la influencia de las características socioeconómicas de los individuos en sus decisiones de participación [Del Río, Gradín, y Cantó (2008)]. Formalmente,

$$\ln(y_{h_i}) = Z'_{h_i}\beta_h + \epsilon_{h_i} \quad [1]$$

$$P_{h_i} = M'_{h_i}\delta_h + v_{h_i} \quad [2]$$

donde  $h$  representa a los hombres,  $y_{h_i}$  es el salario-hora del trabajador  $i$ -ésimo,  $Z_{h_i}$  recoge el conjunto de características individuales que explican las diferencias salariales entre hombres,  $\beta_h$  son los rendimientos de las diferentes características introducidas en el modelo y  $\epsilon_{h_i}$ , el término de error. Por otro lado,  $P_{h_i}$  identifica la participación en el mercado de trabajo de los individuos que permite, al mismo tiempo, la observación o no del salario hora ( $y_{h_i}$ ).  $P_{h_i}$  es estimada a partir de  $M_{h_i}$ , un vector de características individuales que incluyen algunas variables que deberían facilitar la identificación de los parámetros del modelo como el número de

(18) Véase Del Río, Gradín, y Cantó (2011) para una detallada discusión sobre las propiedades normativas que debería cumplir un índice de discriminación y Jenkins (1994) sobre formas de agregar una medida de discriminación.

hijos de entre 0 y 2 años, y entre 3 y 6 años, la presencia en el hogar de adultos dependientes, el ingreso total del hogar menos el salario propio (en logaritmos) y el número de horas de trabajo de la pareja (si la hay). Es de esperar que estas variables se asocien a la participación o no en el mercado de trabajo pero que no tengan ninguna influencia en el salario que acaban obteniendo los individuos. Finalmente, se asume que,  $\varepsilon \sim N(0, \sigma)$ ,  $v \sim (0, 1)$ ,  $\text{corr}(\varepsilon, v) = \rho$  y  $\lambda = \rho\sigma\varepsilon$ <sup>19</sup>.

En segundo lugar, y una vez estimado el modelo, podemos predecir el salario-hora que potencialmente correspondería a cada mujer trabajadora de la muestra,  $\hat{r}_{hi}$ , si sus características fueran remuneradas igual que las de un hombre<sup>20</sup>. De esta manera,

$$\widehat{r}_{d_i} = \exp\left(Z'_{d_i}\widehat{\beta}_h + \frac{\sigma_d^2}{2}\right) \quad [3]$$

donde  $d$  representa las mujeres,  $Z_{d_i}$  recoge el conjunto de características en el mercado laboral de las mujeres,  $\widehat{\beta}_h$  representa los rendimientos estimados de las características de los hombres y  $\sigma_d^2$  la varianza estimada de  $\varepsilon_{d_i}$ .

Así, una vez establecidos los salarios no discriminatorios correspondientes a las mujeres, se calculan los ingresos totales de los hogares y el riesgo de pobreza sin discriminación. Se trata, por tanto, de un ejercicio de estática comparativa que permite comprobar cómo mejoraría la situación en la cola baja de la distribución de ingresos si no se discriminara salarialmente<sup>21</sup>. Nótese que si las mujeres discriminadas se sitúan en hogares con ingresos por encima del umbral de pobreza no trascenderá ninguna consecuencia positiva en la reducción de la pobreza. Y todo lo contrario si sus hogares se sitúan en la parte baja de la distribución de ingresos. Nuestros resultados, por lo tanto, dependerán del número de mujeres discriminadas, del grado de discriminación que sufren y de la posición de sus hogares en la distribución de ingresos<sup>22</sup>.

Nótese que las variables explicativas del modelo ya recogen la posibilidad de que las mujeres perciban salarios diferentes debido a que tienen características diferentes. Por ejemplo, es conocido que las mujeres acumulan menos experiencia a lo largo de la vida laboral debido a interrupciones por el cuidado de hijos o fami-

(19) La estimación del modelo Heckman permite la inclusión en la ecuación de salarios de la inversa de la Ratio de Mills que aproxima la probabilidad de trabajar. Tal y como expresan De la Rica y Ugidos (1995), mide el efecto en los salarios de la selección muestral derivada de no observar el salario ofrecido a los individuos que no trabajan.

(20) Nótese que, en este trabajo, implícitamente suponemos que la distribución de ingresos masculina no es discriminatoria y, sin embargo, la de las mujeres sí lo es. De hecho, la literatura ha discutido la posibilidad de considerar como estructura salarial no discriminatoria la distribución masculina, la femenina u otra [véase Neumark (1988)].

(21) Dado que estudiamos el efecto de la discriminación sobre el riesgo de pobreza, sólo imputaremos el salario de las mujeres discriminadas, aquéllas con salarios observados inferiores a los que les corresponderían si no hubiera discriminación. Así, no imputaremos aquellos casos en que el salario observado de una mujer es superior al que predice el modelo.

(22) Gardeazabal y Ugidos (2005) estiman el grado de discriminación salarial en España por cuartiles y encuentran que la discriminación no es constante a lo largo de la distribución de ingresos, de hecho, se da en mayor medida en la cola baja de la distribución.

liares dependientes por lo que podrían obtener menos ingresos del mercado de trabajo. Por tanto, el modelo descuenta las diferencias salariales que se pueden atribuir a características observables que diferencian a hombres y mujeres. Si, a pesar de este control por características, hay una diferencia entre el salario que perciben los hombres y el que perciben las mujeres, entonces, hablamos de discriminación.

Dado que la medida de la discriminación salarial es sensible a las características que utilizamos en las regresiones econométricas, el trabajo incluye los resultados de dos especificaciones diferentes, tal y como proponen Del Río, Gradín, y Cantó (2008). El modelo A se centra principalmente en el control por características individuales, y no tanto de puesto de trabajo, de modo que, los resultados sobre diferencias salariales se pueden atribuir tanto a la discriminación salarial como a la segregación ocupacional. El modelo B, en cambio, incorpora mucho más detalle con respecto al puesto de trabajo ocupado, y por tanto, representa una medida más estricta de la discriminación salarial. El resto de variables explicativas son las habituales en este tipo de modelos (véase el cuadro 5).

Finalmente, y respecto a las limitaciones metodológicas, el trabajo se centra en el análisis de la discriminación salarial de género y no en otras posibles fuentes de discriminación en el mercado de trabajo como pueden ser el sesgo de género en cuanto a precariedad de los contratos o trabajo a media jornada. Otra de las limitaciones del trabajo es que la distribución contrafactual de ingresos individuales no controla por posibles cambios en la decisión de las mujeres en cuanto a su participación en el mercado de trabajo en caso de que no hubiera discriminación –como bien apuntan Del Río, Gradín, y Cantó (2008)–. Desafortunadamente no podemos controlar por cambios a nivel de impuestos ni de subsidios de esta distribución contrafactual. Los datos transversales tampoco nos permiten un control explícito por heterogeneidad no observada. Por último, ya hemos comentado la imposibilidad de controlar por el tipo de sector (público o privado) en el que trabajan los individuos de la muestra. Vale la pena, pues, tener en cuenta todas estas limitaciones en la interpretación de los resultados.

## 5. RESULTADOS

### 5.1. *La distribución de los salarios sin discriminación*

El cuadro 4 presenta los resultados relativos al salario-hora bruto observado, al salario-hora neto observado y al salario que predicen los modelos econométricos para ambos géneros y como media del periodo 2005-2009. Como ya se ha comentado, se presentan los resultados que derivan de una única regresión para todo el periodo en lugar de los resultados año a año porque la regresión conjunta permite trabajar con un mayor número de observaciones, no existen diferencias significativas en los resultados finales y además, los datos que tenemos a nuestra disposición no permiten todavía un estudio en profundidad de las consecuencias de la crisis económica en los resultados<sup>23</sup>. Con el objetivo de descontar el efecto de la inflación se presentan no sólo los resultados a precios corrientes sino también a precios constantes del año 2005.

---

(23) Los resultados de las regresiones año a año se pueden obtener de la autora.

**Cuadro 4: SALARIO-HORA MEDIO OBSERVADO Y PREDICHO A PARTIR DE LOS MODELOS ECONÓMICOS PARA EL PERIODO 2005-2009 EN CATALUÑA**

	Mujeres	Hombres	Gap en %
Salario-hora bruto observado	10,18	11,88	14,31%
Salario-hora bruto observado (a precios constantes)	9,49	11,09	14,43%
Salario-hora neto observado	8,45	9,65	12,44%
Salario-hora neto observado (a precios constantes)	7,90	9,02	12,42%
<b>Modelo A</b>			
Salario-hora neto predicho	9,41	9,22	-2,06%
Salario-hora neto predicho (a precios constantes)	8,79	8,63	-1,85%
<b>Modelo B</b>			
Salario-hora neto predicho	9,40	9,28	-1,29%
Salario-hora neto predicho (a precios constantes)	8,78	8,68	-1,15%

Nota: Resultados elevados a los totales poblacionales. Incluye sólo trabajadores y trabajadoras por cuenta ajena y en empresas familiares. Los valores monetarios a precios constantes están expresados en euros del año 2005 según el índice de Precios al Consumo para Cataluña en el mes de mayo de cada año.

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECV (2005-2009).

El salario-hora bruto observado es el resultado de dividir la variable del salario mensual bruto existente en la base de datos por el número de horas de trabajo a la semana multiplicadas por 4 semanas<sup>24</sup>. El salario-hora neto observado es el resultado de dividir la variable relativa a los ingresos anuales del trabajo netos por el número de horas trabajadas a la semana, multiplicadas por 4 semanas y por el número de meses que los individuos de la muestra afirman trabajar durante el año de referencia de los salarios<sup>25</sup>. Nótese que los cálculos del salario-hora bruto y

(24) En este trabajo sólo utilizamos la distribución de salarios-hora brutos como referencia pues todos los cálculos en cuanto a pobreza necesariamente se hacen a partir de la distribución del salario-hora neto.

(25) En un 2% de los individuos que afirman trabajar a jornada completa, el número de horas trabajadas no consta y, por lo tanto, se les ha imputado 40 horas semanales. En cuanto a jornadas parciales, hemos imputado 23 observaciones con 20 horas semanales (un 3,65% de la muestra de los que afirman trabajar a media jornada).

neto provienen de distribuciones de ingresos con referencias temporales diferentes, por lo que los resultados no son directamente comparables<sup>26</sup>.

De acuerdo con los resultados, que muestra el cuadro 4, el salario-hora bruto de las mujeres en Cataluña era de 10,18 euros (como media del periodo) y de 11,88 entre los hombres, o sea, un 14,31% por encima del de las mujeres<sup>27</sup>. Por su parte, los salarios-hora netos eran de 8,45 y 9,65 euros para mujeres y hombres, respectivamente. En este caso, el *gap* salarial es inferior al existente en el caso del salario bruto gracias al efecto de la progresividad de los impuestos directos.

En cuanto a los resultados predichos por los modelos econométricos, nótese cómo, en el caso de los hombres, el modelo A predice un salario-hora neto de 9,22 euros y el modelo B de 9,28. Se trata de un salario ligeramente inferior al observado en la base de datos pero con un sesgo habitual en este tipo de análisis [véase Del Río, Gradín, y Cantó (2008)]<sup>28</sup>. Por su parte, el salario-hora neto estimado de las mujeres indica cuál sería la retribución de las mujeres en caso de percibir los mismos rendimientos por sus características que los hombres. Es interesante notar que, de hecho, si las mujeres fueran remuneradas por sus características individuales igual que los hombres, obtendrían salarios-hora ligeramente más altos que los hombres. De hecho, el modelo A predice un salario-hora neto de 9,40 euros y el modelo B de 9,41. Nótese, pues, cómo en ausencia de discriminación, las mujeres percibirían en promedio prácticamente entre 12 y 20 céntimos de euro más de salario-hora<sup>29</sup>.

El cuadro 5 muestra los resultados de las estimaciones del modelo A y B. En este sentido, vale la pena destacar algunos resultados en relación a la ecuación de selección (participación o no de los hombres en el mercado de trabajo). Nótese cómo en ambos modelos, la edad y la experiencia en el mercado de trabajo son algunas de las variables con mayor significatividad estadística. La participación en el mercado de trabajo aumenta con la edad aunque termina disminuyendo a edades más avanzadas. Los estudios universitarios también aumentan la probabilidad de participación mientras que el hecho de sufrir fuertes limitaciones físicas la disminuye. De las variables instrumento propuestas, nótese cómo el logaritmo de los ingresos del hogar menos el salario propio y el número de horas de trabajo de la

---

(26) Los resultados obtenidos con la base de datos de la ECV en cuanto al salario-hora bruto varían respecto a los que se pueden consultar en la página *web* del Idescat procedentes de la Encuesta de Estructura Salarial. La diferencia radica en que, en nuestros cálculos, incluimos todos los trabajadores y trabajadoras por cuenta ajena de la muestra, independientemente del sector donde trabajan y del cargo que ocupan. En cambio, en los resultados procedentes de la Encuesta de Estructura Salarial sólo se incluyen determinados sectores, entre otras diferencias.

(27) El *gap* salarial se ha calculado por la diferencia del salario de los hombres y el de las mujeres sobre el salario de los hombres.

(28) Por el lado positivo, nos permite trabajar con la confianza de no exagerar nuestras predicciones de reducción de la pobreza.

(29) Esto no implica que el salario mensual de las mujeres sería superior al de los hombres porque las mujeres, en promedio, trabajan un número de horas inferior al de los hombres. Por ejemplo, de acuerdo con los datos de la ECV, los hombres trabajaban en el año 2009 una media de 40,72 horas a la semana mientras que las mujeres lo hacían durante 36,00 horas.

pareja son altamente significativas<sup>30</sup>. Por otro lado, el efecto de la crisis económica en el mercado de trabajo es captado por la variable *dummy* del año 2009 que es negativa y estadísticamente significativa.

En cuanto a la ecuación de salarios, destaca de nuevo la importancia de la edad, los estudios secundarios y, especialmente, los estudios universitarios en la determinación de salarios más altos<sup>31</sup>. Por el contrario, la condición de persona inmigrante se asocia fuertemente a salarios inferiores. En el modelo B, destacamos la importancia de las categorías ocupacionales (y no tanto del sector) en la determinación de los salarios así como también, la temporalidad de los contratos o la condición de *manager* o supervisor en el lugar de trabajo.

Los resultados correspondientes a  $\lambda$  ( $\lambda$ ), que muestra el último panel del cuadro, nos permiten rechazar la hipótesis de independencia entre las dos ecuaciones –y, por lo tanto, confirman la necesidad de los modelos de selección utilizados en este trabajo–. El signo negativo de  $\lambda$  indica que las características no observables que afectan positivamente a la probabilidad de trabajar, afectan negativamente a los salarios. En otras palabras, el salario medio observado es menor que el salario medio ofrecido al conjunto de hombres independientemente de que trabajen o no [véase De la Rica y Ugidos (1995)]<sup>32</sup>.

Cuadro 5: MODELOS DE SELECCIÓN DE HECKMAN PARA PARTICIPACIÓN EN EL MERCADO DE TRABAJO DE HOMBRES Y ESTIMACIÓN DE LOS INGRESOS SALARIALES EN CATALUÑA, 2005-2009

Variable	Modelo A		Modelo B	
	Coefficiente	(Error std.)	Coefficiente	(Error std.)
Ecuación 1: log (salario-hora neto)				
Constante	0,928 **	(0,134)	1,499 **	(0,143)
Edad	0,041 **	(0,006)	0,025 **	(0,006)
Edad <sup>2</sup>	0,000 **	(0,000)	0,000 *	(0,000)
<i>Ref. Educ. primaria</i>				
Educ. secundaria	0,143 **	(0,021)	0,061 **	(0,020)
Educ. universitaria	0,334 **	(0,025)	0,096 **	(0,026)

(30) Desafortunadamente, la ECV no incluye variables relativas a experiencias anteriores en el paro y que han sido utilizadas por otros autores anteriormente. Por otro lado, la versión final de la estimación no incluye una variable dicotómica que indica si la pareja sufre fuertes limitaciones de salud al no resultar estadísticamente significativa.

(31) Sin embargo, nótese que según De la Rica y Ugidos (1995), las diferencias en capital humano explican una parte muy pequeña de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en España.

(32) Hernández Martínez (1995), por ejemplo, no detecta problemas de autoselección de las mujeres en el mercado de trabajo en España, sin embargo, debe tenerse en cuenta que utiliza una muestra de mujeres no aleatoria.

**Cuadro 5: MODELOS DE SELECCIÓN DE HECKMAN PARA PARTICIPACIÓN EN EL MERCADO DE TRABAJO DE HOMBRES Y ESTIMACIÓN DE LOS INGRESOS SALARIALES EN CATALUÑA, 2005-2009 (continuación)**

Variable	Modelo A		Modelo B	
	Coefficiente	(Error std.)	Coefficiente	(Error std.)
<i>Ref. Español o europeo</i>				
Inmigrante (no UE)	-0,244 **	(0,027)	-0,102 **	(0,026)
Experiencia laboral	-0,002	(0,002)	-0,001	(0,002)
<i>Ref. 2005</i>				
2006	0,020	(0,022)	0,006	(0,020)
2007	0,050 *	(0,022)	0,32	(0,020)
2008	0,128 **	(0,022)	0,113 **	(0,020)
2009	0,168 **	(0,224)	0,153 **	(0,022)
<i>Ref. Jornada completa</i>				
Media jornada			0,140 **	(0,037)
<i>Ref. Contrato indefinido</i>				
Contrato temporal			-0,122 **	(0,022)
<i>Ref. No manager</i>				
Manager			0,108 **	(0,015)
<i>Ref. No cambió de trabajo<sup>33</sup></i>				
Cambió de trabajo			-0,037	(0,023)
<i>Ref. Menos de 5 trabajadores</i>				
Entre 5 y 19			0,012	(0,024)
Entre 20 y 49			0,094 **	(0,027)
Más de 50			0,138 **	(0,024)
No lo sabe exactamente			0,062	(0,038)
Missing			-0,008	(0,036)
<i>Ref. NACE (a+b)<sup>34</sup></i>				
NACE (c+d+e)			0,111 †	(0,060)
NACE (f)			0,156 *	(0,061)
NACE (g)			0,080	(0,062)

(33) En relación al año anterior.

(34) La clasificación de las actividades económicas que sigue la Encuesta de Condiciones de Vida es la que propone la Comisión Europea (*Statistical Classification of Economic Activities*, NACE) en su versión revisada 1.1. Las principales categorías son las siguientes: a. Agricultura, ganadería, caza y silvicultura; b. Pesca; c. Industrias extractivas; d. Industria manufacturera; e. Producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua; f. Construcción; g. Comercio, reparación de vehículos de motor,



**Cuadro 5: MODELOS DE SELECCIÓN DE HECKMAN PARA PARTICIPACIÓN EN EL MERCADO DE TRABAJO DE HOMBRES Y ESTIMACIÓN DE LOS INGRESOS SALARIALES EN CATALUÑA, 2005-2009 (continuación)**

Variable	Modelo A		Modelo B	
	Coefficiente	(Error std.)	Coefficiente	(Error std.)
NACE (h)			0,053	(0,068)
NACE (i)			0,084	(0,062)
NACE (j)			0,158 *	(0,068)
NACE (k)			0,033	(0,063)
NACE (l)			0,192 **	(0,064)
NACE (m)			0,168 *	(0,067)
NACE (n)			0,056	(0,068)
NACE (o+p+q)			0,052	(0,063)
<i>Ref. Ocupación (1)</i> <sup>35</sup>				
Ocupación (2)			-0,026	(0,045)
Ocupación (3)			-0,200 **	(0,043)
Ocupación (4)			-0,247 **	(0,044)
Ocupación (5)			-0,337 **	(0,046)
Ocupación (6)			-0,370 **	(0,083)
Ocupación (7)			-0,360 **	(0,043)
Ocupación (8)			-0,305 **	(0,045)
Ocupación (9)			-0,418 **	(0,045)
Ecuación 2: Participación en el mercado de trabajo				
Constante	1,120 *	(0,457)	1,142 *	(0,460)
Edad	0,150 **	(0,015)	0,149 **	(0,015)
Edad <sup>2</sup>	-0,003 **	(0,000)	-0,003 **	(0,000)

motocicletas y artículos personales y de uso doméstico; h. Hostelería; i. Transporte, almacenamiento y comunicaciones; j. Intermediación financiera; k. Actividades inmobiliarias y de alquiler; servicios empresariales; l. Administración pública, defensa y seguridad social obligatoria; m. Educación; n. Actividades sanitarias y veterinarias, servicios sociales; o. Otras actividades sociales y de servicios a la comunidad; servicios personales; p. Actividades de los hogares; q. Organismos extra-territoriales.

(35) En cuanto a la clasificación de ocupaciones, la Encuesta de Condiciones de Vida sigue la *International Standard Classification of Occupations* (ISCO-88) de la Organización Internacional del Trabajo y que incluye: 1. Miembros del poder ejecutivo y de los cuerpos legislativos y personal directivo de la administración pública y de empresas; 2. Profesionales científicos e intelectuales; 3. Técnicos y profesionales de nivel medio; 4. Trabajadores de oficina; 5. Trabajadores de los servicios y vendedores de comercio y mercado; 6. Agricultores y trabajadores calificados agropecuarios y pesqueros; 7. Oficiales, operarios y artesanos de artes mecánicas y de otros oficios; 8. Operadores de instalaciones, máquinas y montadores; 9. Trabajadores no cualificados. Finalmente, las Fuerzas Armadas es la última categoría que no hemos incluido en nuestro trabajo por falta de observaciones.

**Cuadro 5: MODELOS DE SELECCIÓN DE HECKMAN PARA PARTICIPACIÓN EN EL MERCADO DE TRABAJO DE HOMBRES Y ESTIMACIÓN DE LOS INGRESOS SALARIALES EN CATALUÑA, 2005-2009 (continuación)**

Variable	Modelo A		Modelo B	
	Coefficiente	(Error std.)	Coefficiente	(Error std.)
<i>Ref. Educ. primaria</i>				
Educ. secundaria	0,247 **	(0,072)	0,246 **	(0,072)
Educ. universitaria	0,560 **	(0,086)	0,555 **	(0,086)
Niños de 0-2 años	-0,181 †	(0,095)	-0,184 †	(0,095)
Niños de 3-5 años	-0,720	(0,096)	-0,068	(0,097)
Niños de 0-17 años	0,009	(0,042)	0,012	(0,042)
<i>Ref. Pareja con educ. primaria</i>				
Pareja con educ. secundaria	0,108	(0,090)	0,106	(0,090)
Pareja con educ. universitaria	0,266 *	(0,112)	0,275 *	(0,112)
Sin pareja	-0,080	(0,109)	-0,072	(0,109)
<i>Ref. Sin limitaciones de salud</i>				
Fuertes limitaciones de salud	-0,874 **	(0,133)	-0,879 **	(0,133)
<i>Ref. Sin miembros dependientes<sup>36</sup></i>				
Miembros dependientes	0,098	(0,083)	0,102	(0,083)
Experiencia laboral	0,049 **	(0,006)	0,049 **	(0,006)
<i>Ref. 2005</i>				
2006	0,007	(0,084)	0,007	(0,084)
2007	0,123	(0,084)	0,116	(0,084)
2008	-0,031	(0,082)	-0,036	(0,082)
2009	-0,382 **	(0,078)	-0,389 **	(0,079)
log(Ingreso total - Salario propio)	-0,312 **	(0,031)	-0,313 **	(0,031)
Núm. horas trabajo, pareja	0,005 **	(0,002)	0,006 **	(0,002)
<b>Ecuación 3: Ratio de Mills</b>				
$\lambda$	-0,163 **	(0,053)	-0,127 **	(0,009)
N	3949		3913	
$\chi^2_{(10)}$	972,28 **			
$\chi^2_{(38)}$			1726,96 **	

Niveles de significatividad: † 10%; \* 5%; \*\* 1%

Fuente: Elaboración propia a partir de la ECV (2005-2009).

(36) La variable recoge la presencia en el hogar de miembros con fuertes limitaciones de salud.

A partir de aquí, y tal como se ha explicado en la sección 4 de este trabajo, recalculamos los ingresos de los hogares teniendo en cuenta el salario que obtendrían las trabajadoras en ausencia de discriminación salarial.

### 5.2. *Los efectos de la no discriminación salarial de género sobre el riesgo de pobreza*

El cuadro 6 muestra los resultados estimados del riesgo de pobreza con y sin discriminación salarial de género, de acuerdo con los dos modelos econométricos estimados. Según los cálculos realizados, el riesgo de pobreza en Cataluña se reduciría entre un 1,5 y un 2% en el caso de que las mujeres asalariadas obtuvieran en el mercado de trabajo los mismos rendimientos por sus características que los hombres<sup>37</sup>. Se trataría de una reducción importante en el número de individuos y familias que viven por debajo del umbral de pobreza especialmente, si tenemos en cuenta que, la eliminación de la discriminación sólo beneficia a una parte del conjunto de hogares catalanes, aquéllos en los que hay alguna mujer asalariada en el mercado de trabajo<sup>38</sup>. Al mismo tiempo, los resultados relativos a la intensidad y la severidad de la pobreza, indican cómo, en todos los años estudiados, la eliminación de la discriminación salarial de género permitiría acercar las rentas equivalentes de las familias pobres al umbral de pobreza –por lo que la precariedad de su situación sería menos grave–.

El mismo cuadro muestra también los resultados en cuanto a tasas específicas por género. Como se puede comprobar, la eliminación de la discriminación salarial de género supone una reducción del riesgo de pobreza y es así, no sólo para el conjunto de mujeres, también salen beneficiados el conjunto de individuos que conviven con una mujer trabajadora –de ahí la reducción del riesgo de pobreza para el conjunto de los hombres–.

El cuadro 7 muestra los resultados para algunos colectivos derivados del modelo B (el que mide más estrictamente discriminación). Así, por ejemplo, el primer panel detalla las tasas de pobreza según el estado civil de las mujeres en la población catalana. De esta manera, serían las mujeres solteras, y especialmente, las mujeres divorciadas o separadas, las que más se beneficiarían de la eliminación de la discriminación salarial. Se trata, en un elevado porcentaje, de mujeres que viven solas o con niños dependientes, y que, por lo tanto, no cuentan con el mismo apoyo económico que las que viven en pareja. Por otro lado, fijémonos cómo, por ejemplo, los resultados prácticamente no modifican el riesgo de pobreza de las viudas. Se trata de un colectivo que, en su mayoría, ya se encuentra fuera del mercado de trabajo y, en consecuencia, no se beneficiaría de la eliminación de la discriminación salarial –excepto en aquellos casos en que convivan con una mujer trabajadora–.

El segundo panel del cuadro muestra también cómo los niños y niñas serían el otro gran grupo de beneficiados de la eliminación de la discriminación salarial

(37) Este resultado es ligeramente superior al obtenido por Gradín, Del Río, y Cantó (2010) para el conjunto del Estado español relativo al año 2000.

(38) Nótese cómo, por ejemplo, hogares en los que conviven dos personas jubiladas o una familia monoparental donde el progenitor se encuentra en el paro, no ven modificado su riesgo de pobreza porque no participan en el mercado de trabajo.

**Cuadro 6: RIESGO, INTENSIDAD Y SEVERIDAD DE LA POBREZA EN  
EL CONJUNTO DE LA POBLACIÓN Y POR GÉNERO CON Y SIN DISCRIMINACIÓN  
SALARIAL, CATALUÑA, 2005-2009**

	Riesgo de pobreza	Intensidad	Severidad
<b>Total poblacional</b>			
Con discriminación	17,12	4,74	2,04
Sin discriminación (A)	15,21	4,23	1,83
Sin discriminación (B)	15,57	4,29	1,85
<b>Mujeres</b>			
Con discriminación	18,73	5,10	2,13
Sin discriminación (A)	16,42	4,47	1,87
Sin discriminación (B)	16,88	4,54	1,90
<b>Hombres</b>			
Con discriminación	15,48	4,38	1,95
Sin discriminación (A)	13,98	3,99	1,79
Sin discriminación (B)	14,23	4,03	1,80

Nota: Elaboración propia a partir de la ECV (2005-2009).

contra las mujeres. Es natural si tenemos en cuenta que la gran mayoría de niños conviven con una mujer en edad de trabajar. Tanto es así que el riesgo de pobreza infantil en Cataluña disminuiría 2,3 puntos porcentuales, hasta situarse ligeramente por encima del 17%. Este resultado es especialmente claro en el caso del grupo de chicos y chicas adolescentes de entre 13 y 17 años –subgrupo de menores con el riesgo de pobreza más elevado en Cataluña– [véase Ayllón y Ramos (2010) para un estudio de la pobreza infantil en Cataluña].

Por tipo de hogar, nos parece especialmente relevante mostrar los resultados relativos a los hogares monoparentales con niños dependientes<sup>39</sup>. Como es conocido, los hogares monoparentales sufren uno de los riesgos de pobreza más altos del conjunto de la población. De hecho, entre 3 y 4 personas de cada 10 que viven en un hogar monoparental son pobres. Para estos hogares, el riesgo de pobreza disminuiría prácticamente 7 puntos porcentuales y se situaría en un 27,82%. Los resultados respecto a la intensidad de la pobreza confirman esta posible mejora entre los hogares monoparentales –si bien, todavía hablaríamos de rentas equivalentes muy alejadas del umbral de pobreza–.

(39) De acuerdo con el libro de códigos de la base de datos utilizada para esta investigación, un niño es dependiente si es menor de 18 años o tiene entre 18 y 24 años, es inactivo y vive con al menos uno de sus progenitores.

**Cuadro 7: RIESGO E INTENSIDAD DE LA POBREZA EN EL CONJUNTO DE LA POBLACIÓN DE CATALUÑA CON Y SIN DISCRIMINACIÓN SALARIAL POR CARACTERÍSTICAS INDIVIDUALES Y DE HOGAR, 2005-2009**

	Con discriminación		Sin discriminación Modelo B	
	Riesgo	Intensidad	Riesgo	Intensidad
<b>Estado civil (mujeres)</b>				
Solteras	16,65	4,59	13,86	3,76
Casadas	15,99	4,37	14,85	4,05
Divorciadas	23,92	7,26	18,96	5,59
Viudas	30,64	6,46	29,42	6,15
<b>Población infantil</b>				
Niños de 0-17 años	19,65	5,78	17,37	5,03
Niños de 0-5 años	16,80	4,81	15,29	4,32
Niños de 6-12 años	20,10	5,75	17,80	4,99
Niños de 13-17 años	23,03	7,21	20,04	6,21
<b>Tipo de hogar</b>				
Monoparental con niños dependientes	34,78	10,83	27,82	9,11
Familias numerosas	40,52	12,56	36,56	11,29
<b>Edad adulta</b>				
18-29	13,88	4,03	11,71	3,50
30-39	12,31	3,69	10,99	3,24
40-49	14,70	4,31	12,48	3,74
50-59	14,01	4,31	12,50	3,84
60-69	19,76	5,36	19,31	5,19
70 o +	28,45	6,18	28,24	6,13

Nota: Elaboración propia a partir de la ECV (2005-2009).

Los resultados serían muy similares para las familias numerosas, con tres o más niños menores de 18 años. El riesgo de pobreza para estos hogares es del 40,52%, que se reduciría al 36,56% en ausencia de discriminación salarial. Sin embargo, fijémonos cómo la intensidad de la pobreza todavía doblaría la del conjunto de la población.

Finalmente, y respecto a los grupos de edad entre los adultos, nótese cómo sólo hasta la edad de 60 años los individuos se benefician de la eliminación de la discriminación salarial de género –limitación que ya hemos comentado–.

## 6. CONCLUSIONES

Este trabajo estudia el potencial en términos de disminución del riesgo de pobreza de las políticas de mercado de trabajo que buscan igualar la posición de las mujeres trabajadoras a la de los hombres. De acuerdo con los resultados obtenidos, y en base a los micro-datos de la Encuesta de Condiciones de Vida que elabora el Instituto Nacional de Estadística, la eliminación de la discriminación salarial de género en el mercado de trabajo catalán contribuiría a la reducción del riesgo de pobreza entre 1,5 y 2 puntos porcentuales. Si tenemos en cuenta que en el año 2010 vivían en Cataluña en torno a 7 millones y medio de personas, de acuerdo con los datos del Padrón municipal, significaría que aproximadamente 150.000 podrían superar el umbral de pobreza<sup>40</sup>.

De entre los colectivos que más se beneficiarían de la eliminación de la discriminación salarial de género encontramos los niños y niñas –especialmente los adolescentes– que conviven, en su gran mayoría, con una mujer que participa en el mercado de trabajo. La mejora del bienestar derivado de mayores salarios también sería importante para mujeres solteras y divorciadas.

Por tipo de hogar, tal y como ya se ha comentado, los hogares monoparentales –típicamente encabezados por mujeres– y las familias numerosas, serían de entre las más beneficiadas. Con todo, todavía tendríamos que hablar de riesgos de pobreza altos para estos colectivos.

El potencial de las políticas de género en el mercado de trabajo en relación a la lucha contra la pobreza se ve limitado por el hecho de que buena parte de los individuos que se ven más fuertemente afectados por el problema no participan en el mercado de trabajo (parados, jubilados, viudas, etc.) y, por tanto, sólo se beneficiarían de la eliminación de la discriminación salarial de género en los casos que conviven con una mujer asalariada. Aun así creemos que la eliminación de la discriminación salarial de género debería contemplarse como una política más de lucha contra la pobreza.

De nuevo, los resultados de esta investigación ponen en evidencia la necesidad de un plan integral de lucha contra la pobreza que trabaje por la erradicación del fenómeno desde muchos frentes.



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Atkinson, T., B. Cantillon, E. Marlier y B. Nolan (2002): *Social Indicators: The EU and Social Exclusion*, Oxford University Press, Oxford.
- Ayllón, S. (2009): “Dinàmica de la pobresa a Catalunya: una primera aproximació”. *Quaderns d’Acció Social i Ciutadania*, n.º 5, págs. 30-32.
- Ayllón, S., M. Mercader y X. Ramos (2003): *Pobresa a Catalunya. Pobresa monetària i privació a la Catalunya de principis del segle XXI*, Un Sol Món, Barcelona.

---

(40) Según Gradín, Del Río, y Cantó (2010) es en España, junto con Alemania y Portugal, donde el efecto potencial de la eliminación de la discriminación salarial sobre la erradicación de la pobreza es mayor (de 12 países analizados).

- Ayllón, S., M. Mercader y X. Ramos (2007): “Caracterización de la privación y de la pobreza en Cataluña”, *Revista de Economía Aplicada*, n.º 44, págs. 137-175.
- Ayllón, S. y X. Ramos (2008): “Dinámica de la pobreza a Catalunya. Qui entra, qui surt i qui es queda a la pobreza?”, en *Condicions de vida i desigualtats a Catalunya 2001-2005*, ed. Mediterránea (F. J. Bofill), vol. I en Col·lecció Polítiques n.º 65, págs. 17-112.
- Ayllón, S. y X. Ramos (2010): “Pobresa infantil a Catalunya. Diagnosi i possibles mesures per alleujar-la”, Documento de Trabajo.
- Azmat, G., M. Güell y A. Manning (2006): “Gender Gaps in Unemployment Rates in OECD Countries”, *Journal of Labor Economics*, n.º 24, págs. 1-38.
- Brunet, I., F. Valls y N. Belzunegui (2009): “Pobresa econòmica: pobresa amagada? Una anàlisi del risc de pobresa per raó de gènere en diferents períodes del cicle vital”, *Revista Internacional de Organitzacions (RIO)*, n.º 3, págs. 91-110.
- Cattan, P. (1998): “The effect of working wives on the incidence of poverty”, *Monthly Labour Review*, March, págs. 22-29.
- Cowell, F.A. y M.-P. Victoria-Feser (1996): “Poverty measurement with contaminated data: A robust approach”, *European Economic Review*, n.º 40, págs. 1761-1771.
- Daly, M.C. y R.G. Valletta (2006): “Inequality and Poverty in United States: The Effects of Rising Dispersion of Men’s Earnings and Changing Family Behaviour”, *Economica*, n.º 73, págs. 75-98.
- De la Rica, S. y A. Ugidos (1995): “¿Son las diferencias en capital humano determinantes de las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres?”, *Investigaciones Económicas*, n.º XIX, págs. 395-414.
- Debels, A. y L. Vandecasteele (2008): “The time lag in annual household-based income measures: assessing and correcting the bias”, *Review of Income and Wealth*, n.º 54, págs. 71-88.
- Del Río, C., C. Gradín y O. Cantó (2008): “Pobreza y discriminación salarial por razón de género en España”, *Hacienda Pública Española/Review of Public Economics*, n.º 184, págs. 67-98.
- Del Río, C., C. Gradín y O. Cantó (2011): “The measurement of gender wage discrimination: the distributional approach revisited”, *Journal of Economic Inequality*, n.º 9, págs. 57-86.
- FOESSA (2008): VI Informe sobre exclusión y desarrollo social en España, Fundación FOESSA.
- Foster, J., J. Greer y E. Thorbecke (1984): “A class of decomposable poverty measures”, *Econometrica*, n.º 52, págs. 761-766.
- Gardeazabal, J. y A. Ugidos (2005): “Gender wage discrimination at quantiles”, *Journal of Population Economics*, n.º 18, págs. 165-179.
- Gornick, J. (1999): “Gender equality in the labour market”, en *Gender and Welfare State Regimes*, ed. D. Sainsbury, págs. 210-243, Oxford University Press.
- Gradín, C., C. Del Río y O. Cantó (2010): “Gender Wage Discrimination and Poverty in the EU”, *Feminist Economics*, n.º 16, págs. 73-109.
- Heckman, J.J. (1979): “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica*, n.º 47, págs. 153-161.
- Hernández Martínez, P.J. (1995): “Análisis empírico de la discriminación salarial de la mujer en España”, *Investigaciones Económicas*, n.º 19, págs. 195-215.
- Jenkins, S.P. (1994): “Earnings discrimination measurement: A distributional approach”, *Journal of Econometrics*, n.º 61, págs. 81-102.

- Lundberg, S.J., R.A. Pollak y T.J. Wales (1997): “Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit”, *Journal of Human Resources*, n.º 32, págs. 463-480.
- Madruza Torremocha, I. y R. Mata López (2004): Las condiciones de vida de los hogares pobres encabezados por una mujer. Pobreza y género. Cáritas Española Editores y Fundación FOESSA.
- Mora, R. y J. Ruiz-Castillo (2004): “Gender segregation by occupations in the public and the private sector. The case of Spain”, *Investigaciones Económicas*, n.º 28, págs. 399-428.
- Neumark, D. (1988): “Employers’ Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination”, *Journal of Human Resources*, n.º 23, págs. 279-295.
- Observatorio de la Inclusión Social (2008): Informe de la inclusión social en España, Fundación Caixa Catalunya – Obra Social.
- Reed, D., y M. Cancian (2001): “Sources of inequality: Measuring the contributions of income sources to rising family income inequality”, *Review of Income and Wealth*, n.º 47, págs. 321-333.
- Torns, T. (2004): “La situació laboral de les dones a Catalunya”, Papers de la Fundació n.º 143, Fundació Rafael Campalans.
- Tortosa, J.M. (2001): Pobreza y perspectiva de género, Icaria, Barcelona.
- Waldfogel, J., S. Harkness y S. Machin (1997): “Evaluating the pin money hypothesis: The relationship between women’s labour market activity, family income and poverty in Britain”, *Journal of Population Economics*, n.º 10, págs. 137-158.

*Fecha de recepción del original: abril, 2012*

*Versión final: octubre, 2012*

#### ABSTRACT

This paper discusses the benefits of eliminating gender wage discrimination in the eradication of poverty in Catalonia. Based on data from the Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) for the period between 2005 and 2009, we estimate a counterfactual distribution of household income in which women are paid the same for their characteristics as men. The results predict a reduction in the risk of poverty for the Catalan population of between 1.5 and 2%. Children and especially teenagers are amongst the groups who benefit the most. In light of the results, we argue that policies that aim to make women’s position in the labour market the same as men’s should be regarded as anti-poverty measures.

*Key words:* gender wage discrimination, poverty, EU-SILC, Catalonia.

*JEL Classification:* I32, J31, J70.