Determinantes sociales del diferencial de ocupación por género

Joan Maria Mussons[1]
(Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona)

Jordi Perdiguero[2]
(Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona, PRE e IREA)

(Versión preliminar, se agradecen los comentarios)

Resumen

A pesar de que la mujer se ha incorporado de forma intensa al mercado de trabajo en las últimas décadas su tasa de empleo sigue estando lejos de la masculina. El objetivo del presente estudio es analizar que características pueden explicar este diferencial. Tras realizar una predicción de los salarios esperados, estimamos un modelo de elección discreta que nos muestra los efectos del salario y de un conjunto de características sociales sobre la probabilidad de trabajar. La descomposición de los efectos de estas variables nos muestra como el 37.6% del diferencial de empleo vendría explicado por la diferencia de características, especialmente debido a la diferencia en el salario esperado (43.8% del total). El otro 62.4% vendría explicado por la diferencia en los retornos de las características, destacando el efecto de los hijos menores, del trabajo doméstico y del estado civil.

Palabras clave: Actividad; Empleo; Diferencia de género; Estructura del hogar.

Códigos JEL: J12; J13; J16; J23;

[1] Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona (IERMB). Carrer 62, núm. 16, edifici B, planta 0. Zona Franca 08040 Barcelona. E-mail: mussons@amb.es

[2] Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona (IERMB). Grup de Polítiques Públiques i Regulació Econòmica (PRE). Institut de Recerca en Economia Aplicada (IREA). Carrer 62, núm. 16, edifici B, planta 0. Zona Franca 08040 Barcelona. E-mail: perdiguero@amb.cat

1. Introducción

En las últimas décadas las mujeres se han ido incorporando de forma continuada al mercado de trabajo en todo el mundo. Este hecho ha provocado que los economistas hayan analizado este fenómeno de forma intensa. Dos han sido los principales aspectos analizados: por un lado, los condicionantes a la participación femenina en el mercado de trabajo, y por otro lado, la posible segregación salarial por concepto de género. Cabe señalar que en el mercado español esta segunda corriente de análisis ha dominado de forma clara el trabajo empírico realizado en los últimos años, especialmente a nivel microeconómico.

Nuestro objetivo en el presente estudios es analizar los factores que explican la diferencia de participación en el mercado de trabajo entre hombres y mujeres en la provincia de Barcelona, prestando especial atención a los condicionantes de carácter social. A pesar de que la mujer se ha ido incorporando de forma creciente al mercado de trabajo, la diferencia de participación entre los dos géneros continúa siendo significativa, como se puede apreciar en el tabla 1.

Tabla 1. Tasa de actividad, ocupación y paro de la población entre 16-64 años en Cataluña para el segundo trimestre de 2006

	Hombre	Mujer	Diferencial
Tasa de actividad	82.2%	61.9%	20.3%
Tasa de ocupación	86.6%	67.5%	19.1%
Tasa de paro	5.1%	8.3%	-3.2%

Fuente: Idescat

La tasa de actividad de los hombres se sitúa 19 puntos por encima en el año 2006, al igual que la tasa de ocupación que se encuentra 20 puntos por encima. Esta diferencia en la participación laboral por concepto de género no es un caso particular de España. El desequilibrio entre hombres y mujeres en la participación del mercado de trabajo ha sido analizado en diferentes mercados desde los años 80.

La literatura económica señala un conjunto de variables económicas y sociales que pueden explicar esta diferencia de participación entre géneros. Uno de los elementos que pueden influir en la decisión de trabajar de las mujeres son los salarios esperados, así como los subsidios públicos que pueden modificar los salarios de reserva, aspecto que puede desincentivar su participación en el mercado de trabajo. En esta línea, Ermisch y Wright (1993) muestran como el salario esperado sería el principal componente que explicaría la participación a tiempo completo de las mujeres británicas. Para el subconjunto de mujeres solteras del Reino Unido Ermisch y Wright (1995) muestran como las ayudas sociales desincentivan a las mujeres a participar en el mercado de trabajo, incrementando el salario de reserva, efecto que no se produciría en los hombres.

Pero sin lugar a dudas los elementos analizados en una mayor medida han sido los relacionados con la estructura del hogar. Los trabajos realizados por Riboud (1985) y Franz (1985), para el caso de Francia y la República Federal de Alemania respectivamente, muestran cómo el ingreso del marido y el número de hijos determinaría en gran medida la participación de la mujer en el mercado de trabajo. Centrándose en el colectivo de mujeres solteras británicas Jenkins (1992) muestra como tener hijos menores de 15 años afecta de forma negativa la posibilidad de trabajar a tiempo completo. El efecto del número y la edad de los hijos se observa igualmente en el mercado norteamericano, como muestran Miller (1997) y Falzone (2000). Ambos autores observan como tener un hijo supone un efecto negativo sobre la probabilidad de participar en el mercado de trabajo, incrementando este efecto a medida que la edad del hijo resulta menor. Otro efecto común que muestran ambas investigaciones es la relación negativa entre participación en el mercado de trabajo e ingresos del resto de la familia. De forma más concreta Falzone (2000) muestra como el salario percibido por el marido tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de que la mujer participe en el mercado de trabajo. Una aproximación alternativa del efecto de la estructura familiar es considerar el coste de cuidar a los hijos. Un incremento en el coste de cuidar a los hijos debería suponer un incremento del salario de reserva, por lo que disminuiría la probabilidad de participar en el mercado de trabajo. Anderson y Levine (1999) muestran como el

coste de cuidar a los hijos tiene un impacto negativo sobre la participación laboral de la mujer en Estados Unidos, siendo más importante para aquellas mujeres con menor formación. Gelbach (2002) muestra como la escolarización gratuita a partir de los 5 años, medida que haría disminuir el coste de cuidar a los hijos, hace incrementar la oferta de trabajo de las mujeres, especialmente de las mujeres solteras sin ningún hijo menor de 5 años.

Japón presenta un caso particular en lo que se refiere al efecto de la estructura del hogar y la participación femenina en el mercado laboral. Esta estructura del hogar se caracteriza por un elevado porcentaje de familias donde conviven tres generaciones incluyendo alguna persona mayor de 65 años. Como recoge Ogawa y Ermisch (1996), el porcentaje de hogares que cumplían con estas características era de un 0.5 por ciento en Estados Unidos, un 0.6 por ciento en el Reino Unido, un 3.3 por ciento en Alemania y un 31.9 por ciento en Japón. Esta característica familiar facilitaría la participación de las mujeres más jóvenes, ya que los padres realizarían la tarea del cuidado de los hijos. Como muestran empíricamente Ogawa y Ermisch (1996) y Sasaki (2002), este tipo de estructura familiar facilita que las mujeres más jóvenes participen en el mercado de trabajo, especialmente a tiempo completo. La diferencia en la participación de las mujeres españolas en el mercado de trabajo únicamente ha sido analizada de forma parcial. Existen estudios donde señalan algunos aspectos que podrían afectar a la participación de la mujer en el mercado laboral, como las fluctuaciones en el empleo (Novales y Mateos, 1990), el ciclo económico (Bover y Arellano, 1995), o las peculiaridades sectoriales (Otero y Gradín, 2001). De forma más reciente Tugores (2007) y García, Molina y Montuenga. (2007) muestran empíricamente la existencia de una relación negativa entre la presencia de hijos o personas mayores discapacitadas y el tiempo dedicado a trabajar. Sin embargo, estos estudios no tienen en cuenta el efecto de variables como el salario esperado, característica con una gran capacidad explicativa según Ermisch y Wright (1995).

Nuestra investigación realiza tres aportaciones respecto a la literatura publicada hasta el momento. En primer lugar incorporar un conjunto amplio de características

familiares que pueden afectar la decisión de participación de los agentes. Hasta ahora las diferentes investigaciones incorporaban algunas de estas características, pero difícilmente disponían de información de un conjunto amplio de ellas. En segundo lugar, el objetivo de nuestro estudio no es únicamente analizar los determinantes de la participación femenina en el mercado de trabajo, sino explicar además los factores que explicarían la diferencia en la participación. Este tipo de ejercicio únicamente lo observamos para el mercado británico, pero únicamente para las personas solteras. Por último, realizaremos nuestra investigación dentro del mercado laboral español, para el que no encontramos evidencia empírica sobre el efecto de la estructura familiar sobre la participación en el mercado de trabajo. La estructura del artículo es la siguiente. Tras esta introducción, en la sección 2 presentaremos la encuesta que vamos a utilizar para llevar a cabo el análisis empírico. En la sección 3 aborda la estimación del salario esperado tanto para la población masculina como femenina, y de forma separada para la jornada a tiempo parcial y a tiempo completo. La metodología escogida para estimar los salarios esperados se presentan en la sección 3.1, mientras que los resultados econométricos son presentados en la sección 3.2. Una vez obtenidos los salarios esperados, en la sección 4 los incorporaremos junto a un conjunto de variables de estructura del hogar, para obtener los determinantes de participar en el mercado de trabajo de los hombres y de las mujeres. En la sección 4.1 mostraremos que porcentaje explica cada una de estas variables respecto a la diferencia de participación entre los hombre y las mujeres. Las conclusiones se presentan en la sección 5.

2. Datos

La *Encuesta de condiciones de vida y hábitos de la población de Catalunya, 2006* (ECVHP 2006), estadística oficial elaborada conjuntamente por el Instituto de Estadística de Cataluña y el Instituto de Estudios Regionales y Metropolitanos de Barcelona, es la fuente de datos utilizada en el presente estudio. Dicha encuesta se realiza con carácter quinquenal desde 1985, con una amplitud temática que conviene destacar (estructura del hogar, procedencia geográfica, lengua, nivel de estudios, situación laboral, salud, ingresos, consumo, vivienda, percepción y uso del territorio, cultura y ocio, y por último relaciones sociales, asociacionismo y ideología), y que permite analizar los determinantes sociales de la participación laboral de manera integrada. La muestra total es de 10.398 entrevistas, diseñada con una técnica de muestreo aleatorio estratificada a partir de datos del Censo de Población de 2001. La extracción de la muestra se realiza a partir del Padrón Continuo de Población de 2005. Todo ello garantiza la representatividad de la población y de las condiciones objeto de análisis.[3]

En este punto conviene apuntar brevemente la estrategia seguida en la estimación. El objetivo del análisis estriba en la estimación de la ecuación de participación laboral. Sin embargo uno de las variables explicativas debe ser estimada previamente, a saber, los ingresos esperados. En el apartado 3 se desarrolla con detalle dicha metodología.

Las variables utilizadas habitualmente en los modelos de participación laboral son edad, nivel de estudios y género (Ermisch y Wright, 1995; Gelbach, 2002). Sin embargo, la decisión de participar en el mercado de trabajo viene condicionada por otras características ambientales, sociales y personales. La amplitud temática de la ECVHP 2006, a diferencia de otras fuentes estadísticas, permite controlar por variables de ingresos, rasgos asociados a la estructura del hogar (hijos, otros personas dependientes que residen en el hogar y distribución del trabajo doméstico),

[3] Ver Lozares, C.; López, P., y Flores, J.L. (2003) para una caracterización más pormenorizada del diseño de dicha muestra.

inmigración, la percepción de la salud y el gasto en vivienda (sea en régimen de alquiler o propiedad)[4].

En relación a la construcción de las variables de ingresos tenemos que apuntar dos cuestiones: la aproximación al salario hora y el sesgo asociado a los ingresos familiares. El salario se construye a partir de la variable ingresos netos individuales mensuales y del número de horas trabajadas a la semana. Se restringe el valor de esta variable al origen laboral de la principal vía de ingresos del entrevistado y se considera que un mes tiene de 4 semanas. La muestra efectiva final para el salario hora cubre al 61,9% de la población potencialmente activa, en concreto 2.850 hombres y 2.145 mujeres. No obstante la estimación de las ecuaciones mincerianas permite aproximar el salario esperado a nivel individual para toda la muestra. Otro factor que considera habitualmente la literatura es la renta del resto de miembros del hogar. Esta variable, sin embargo, es la que presenta mayor porcentaje de no respuesta en la ECVHP 2006. Además esta no repuesta no se distribuye de manera aleatoria sino que afecta en particular a los tramos de renta más elevados. Por esta razón no se ha considerado oportuna su inclusión en el análisis, al igual que en otras investigaciones como De la Rica y Ugidos (1995).[5]

La estructura del hogar viene caracterizada por el número de hijos, personas dependientes en el hogar y distribución del trabajo doméstico. En este punto conviene apuntar que la distribución del trabajo doméstico viene recogida como el recuento de las tareas del hogar que realizan los otros miembros del hogar o un tercero contratado. Esta variable se construye en forma de índice y toma valor medio de 3,3 para la mujer y 5,6 para el hombre. En relación a las personas dependientes podemos decir que el 8,2% de la muestra reside con ancianos con necesidades de tratamiento, miembros discapacitados o enfermos.

[4] La construcción del conjunto de variables utilizadas en el estudio se presenta en la Tabla A1 y A2 del Anexo.

[5] No obstante, las estimaciones realizadas apuntan que el estado civil recoge en parte el efecto de esta variable. Para el caso de las mujeres el efecto sobre la probabilidad de estar ocupada (tanto a tiempo completo como parcial) es especialmente significativo y negativo, al igual que el hecho de estar casada.

Por su parte, la inmigración recoge factores no observables asociados a la inestabilidad y discriminación, y supone el 12.6% de la muestra utilizada. El estado de salud condiciona de manera directa la decisión de participación laboral (un 3.9% de la muestra percibe que su estado de salud es malo o muy malo) al igual que el gasto destinado a la vivienda de primera residencia. En definitiva, todos estos aspectos afectan a los incentivos y posibilidades de estar ocupado, con lo que es conveniente incorporarlos en el análisis.

A pesar de que algunas de las anteriores características ya han sido introducidas en investigación anteriores, no hemos encontrado en la literatura trabajos que integren este conjunto de aspectos que pueden influir en la participación en el mercado de trabajo.

También hay que destacar que el diseño muestral de la ECVHP 2006 garantiza la representatividad estadística para distintos niveles territoriales. La inclusión de variables territoriales es especialmente relevante a fin de recoger las condiciones específicas de los mercados de trabajo locales.

Tras presentar el objetivo del estudio en el apartado 1 y la base de datos que utilizamos para su realización en el presente apartado, a continuación aproximamos el salario esperado como paso previo a la estimación de las ecuaciones de participación.

3. Estimación de las ecuaciones salariales

Como ya hemos indicado en el apartado 1 de la presente investigación el salario esperado puede ser una variable clave para explicar las pautas de participación de los agentes en el mercado de trabajo. El importante papel que el salario esperado debe jugar en las decisiones de participación de los individuos hace que debamos estimar de forma eficiente este salario esperado, antes de evaluar econométricamente las características que inciden en la decisión de participación.

Para poder estimar de forma consistente el salario esperado de los individuos debemos tener en cuenta la existencia de autoselección de la muestra, ya que únicamente observamos los salarios de aquellos agentes que han decidido participar en el mercado de trabajo. En el apartado 3.1 presentamos el modelo econométrico elegido para estimar de forma consistente el salario de los diferentes agentes, mientras que en el apartado 3.2 presentamos los resultados econométricos obtenidos. La estimación de las ecuaciones salariales se realizará de forma separada para hombres y mujeres.

3.1. Modelo econométrico

Para analizar el salario hora de los individuos teniendo en cuenta la posible existencia de autoselección de la muestra utilizaremos la corrección propuesta por Heckman (1979). Partiendo de una ecuación de oferta salarial convencional tipo Mincer (1974):

$$\ln w_s = X_s\beta + e_s \qquad [1]$$

Donde w_s es el salario por hora del individuo s; X_s es un vector de variables que afectan al salario; e_s es una variable aleatoria con media cero y varianza constante y que recoge características no observables que afectan al salario; y β es el vector de parámetros a estimar. Cada uno de los individuo compara este salario con su salario de reserva w_{Rs}, por lo que únicamente trabajará si $w_s > w_{Rs}$. Por lo tanto, el salario esperado de cada unos de los individuos que trabaja será:

$$E[\ln w_s \mid w_s > w_{Rs}] = X_s\beta + E[e_s \mid w_s > w_{Rs}] \qquad [2]$$

Sin embargo, debemos tener en cuenta que únicamente observamos los salarios de aquellos individuos cuyo salario supera el salario de reserva. Este hecho hace que nuestra muestra quedara autoseleccionada, ya que $E[e_s \mid w_s > w_{Rs}]$ no será cero, por lo que las estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios de la ecuación [1] sería inconsistente. Para solucionar el problema de selección de la muestra utilizaremos la

corrección propuesta por Heckman (1979) donde muestra que es posible estimar de forma consistente el vector de parámetros β de la ecuación [1] estimando la siguiente ecuación[6]:

$$\ln w_s = X_s\beta + \sigma_{eu}\lambda_s - e_s \qquad [3]$$

donde

$$\lambda_s = \frac{\Phi(-\Upsilon_s\hat{\alpha})}{[1-\Phi(-\Upsilon_s\hat{\alpha})]} \qquad [4]$$

donde λ_s es la inversa del ratio de Mills, σ_{eu} es la covarianza entre los términos de error de la ecuación salarial y de participación, $\hat{\alpha}$ es el vector de coeficientes estimados de la ecuación de participación mediante un modelo probit, y Υ y Φ son las funciones de densidad y distribución de una normal tipificada.

Como muestra Heckman (1979) el término λ aproxima la probabilidad de trabajar, por lo que la introducción de este término en la ecuación salarial nos permite estimar de forma consistente el resto de variables de la ecuación de salarios.

3.2. Resultados econométricos

Para intentar aproximar empíricamente el modelo teórico anterior hemos seleccionado las variables que pueden afectar al salario así como a la decisión de empleo entre la información disponible en la ***Encuesta de condiciones de vida y hábitos de la población de Catalunya, 2006.*** Para realizar esta selección se han considerado los trabajos empíricos anteriormente realizados (Heckman, 1979; De la Rica y Ugidos, 1995; Ogawa y Ermisch, 1996; o Pagan, 2007). Algunas de estas variables son dicotómicas por lo que la categoría no incluida en la estimación se señalará mediante un asterisco.

[6] Para un desarrollo completo del modelo ver De la Rica y Ugidos (1995)

La variable dependiente de la ecuación de salarios es el logaritmo del salario hora, mientras que las variables explicativas están relacionadas con tres aspectos:

• El capital humano y las características personales del individuo (experiencia potencial, antigüedad, nivel educativo o la condición de inmigrante).
• Las características regionales (lugar de residencia)
• Las características del empleo actual (ocupación, rama de actividad, escala laboral, sindicalización, condición de funcionario, tipo de contrato)

Como ya hemos indicado para poder estimar de forma consistente la ecuación salarial debemos corregir la selección de la muestra, ya que únicamente observamos el salario de aquellos agentes que deciden participar en el mercado de trabajo. Para especificar la ecuación de participación en el mercado de trabajo, se incluyen como variables explicativas las características personales de nivel educativo y condición de inmigrante, y además características que pueden afectar a la decisión de participar en el mercado de trabajo como: 1) el número de hijos, 2) la edad, 3) la existencia de personas dependientes en el hogar, 4) el estado civil, 5) la realización de las tareas del hogar, 6) el gasto en la vivienda de residencia y 7) la percepción del estado de salud del individuo.

La estimación de la ecuación salarial, controlando el problema de selección de la muestra, se ha realizado para el hombre y la mujer de forma separada. De esta manera obtendremos dos ecuaciones saláriales y podremos obtener una predicción del salario esperado para cada uno de los géneros. En la siguiente tabla podemos observar los resultados de la estimación de estas ecuaciones saláriales[7].

[7] Los resultados econométricos de la ecuación de selección se presentan en el anexo.

Tabla 2. Estimación de las ecuaciones salarios por género

	Mujer		Hombre	
	Coeficiente	**Desv. Est.**	**Coeficiente**	**Desv. Est.**
Constante	1.390***	0.094	1.313***	0.060
Experiencia	0.020***	0.004	0.024***	0.003
Experiencia²	-0.0003***	0.0001	-0.0003***	0.0001
Antigüedad	0.019***	0.003	0.013***	0.002
Antigüedad²	-0.0003***	0.0001	-0.0002**	0.0001
Sin Estudios*				
E. Primarios	-0.070	0.078	0.170***	0.048
E. Secundarios	0.172**	0.082	0.348***	0.051
FP1	0.086	0.085	0.304***	0.053
FP2	0.159*	0.085	0.332***	0.052
E. Univ.	0.524***	0.084	0.731***	0.052
E. Postgrado	0.687***	0.131	0.833***	0.091
Inmigrante	-0.134***	0.028	-0.170***	0.022
Barcelona*				
Primera corona	-0.049*	0.030	-0.043*	0.025
Segunda corona	-0.041	0.028	-0.020	0.024
Resto provincia	-0.068*	0.038	-0.087***	0.030
Resto Cataluña	-0.070***	0.026	-0.073***	0.022
Log λ		-0.882***		-0.952***
		(0.017)		(0.015)
Wald Chi2 (15)		768.46***		1350.72***
		(0.000)		(0.000)
Obs. No censuradas		2145		2850
Log Likelihood		-2831.428		-2282.926

Nota: Desviaciones estimadas entre paréntesis. P-value: * (1%), ** (5%), * (10%). Λ representa la inversa del ratio de Mills.**

Como podemos observar en la tabla anterior las variables que determinan el salario presentan los signos esperados y son en su mayoría estadísticamente significativas. Tanto la experiencia potencial como la antigüedad poseen un efecto positivo y decreciente sobre el salario. Igualmente, el nivel educativo refleja un impacto positivo y creciente sobre el salario percibido, sobretodo para el caso de los hombres. La condición de inmigrante supone un descenso significativo en el salario percibido.

Por último las variables relacionadas con el lugar de residencia nos indican un efecto negativo sobre el salario de vivir fuera de la ciudad de Barcelona, incrementándose el efecto a medida que nos alejamos del núcleo urbano.

El hecho de que λ sea significativa, tanto para las mujeres como para los hombres, nos indica que existen problemas de selección muestral, y que su inclusión nos permite realizar la estimación de la ecuación de salarios de forma consistente. Estos resultados están línea con la evidencia empírica mostrada por la literatura económica y nos permitirá realizar una predicción adecuada del salario hora esperado para cada uno de los géneros respectivamente.

4. Participación en el mercado de trabajo

Una vez que hemos realizado la predicción del salario esperado para los dos géneros analizaremos el efecto de esta variable, así como el resto de argumentos que pueden afectar a la decisión de estar empleado. En nuestro caso la decisión del individuo se realizará sobre un conjunto de elección que consta de 2 estados: empleado y no empleado. De manera formal y siguiendo el trabajo de Ogawa y Ermish (1996), sea s Y la función de utilidad asociada a la elección del estado laboral s , vendría determinada por un vector argumentos de la función de utilidad indirecta Z , un vector de parámetros Ψ y una variable aleatoria con media cero u_s:

$$Y_s = Z\Psi_s + u_s \text{ para } s = 1, 2 \qquad [5]$$

El estado laboral s es escogido si y solo si:

$$Y_s > \max Y_j \text{ para } j = 1,2,\ j \neq s \qquad [6]$$

Si el vector u_s (para s=1,2) se distribuye siguiendo una distribución de valor extremo tipo I de manera idéntica e independientemente distribuida (iid), entonces:

$$\varepsilon_s = \max Y_j - u_s \text{ para } j = 1,2,\ j \neq s \qquad [7]$$

sigue una distribución logística binomial. Eso significa que el individuo es observado en el estado *s* cuando $\varepsilon_s < Z\Psi_s$.

Para llevar a los datos el modelo anterior estimaremos un modelo logit donde la variables dependiente tomará valor 1 si el agente se encuentra ocupado y 0 en caso contrario. Las variables que compondrán nuestro vector Z de argumentos será: el logaritmo del salario hora esperado, el número de hijos (menores de cinco años, entre cinco y quince años y mayores de quince años), la edad, el número de personas dependientes en el hogar, el estado civil, el número de tareas del hogar no realizadas por el individuo, en gasto en vivienda y el estado de salud. En la tabla 3 podemos observar los resultados econométricos obtenidos.

Tabla 3. Estimación de los parámetros de las ecuaciones de empleo a través de un modelo logit

	Mujer		Hombre	
	Coeficiente	**Desv. Est.**	**Coeficiente**	**Desv. Est.**
Constante	-7.078***	0.415	-6.752***	0.593
Log (salario hora esperado)	4.823***	0.244	4.011***	0.341
Hijos < 5 años	-0.487***	0.118	0.760**	0.346
Hijos ≥ 5 y < 10 años	-0.228***	0.076	0.340**	0.170
Hijos ≥ 10 y < 15 años	-0.044	0.049	0.096	0.063
Edad entre 25 y 34 años	1.621***	0.170	2.050***	0.216
Edad entre 35 a 44 años	1.025***	0.187	1.268***	0.273
Edad entre 45 a 54 años	0.449**	0.196	-0.050	0.264
Edad entre 55 a 64 años	-0.766***	0.218	-1.532***	0.265
Personas dependientes	-0.295**	0.138	-0.655***	0.171
Estado civil	-0.741***	0.113	0.606***	0.191
Tareas del hogar	-0.142***	0.023	0.041	0.040
Gasto vivienda de residencia	0.090***	0.018	0.136***	0.026
Nº ocupados en el hogar	-0.001	0.053	0.170***	0.065
Pseudo-R^2		0.2975		0.3014
Nº. Observaciones		3999		4069
Log Likelihood		-1760.25		-1100.98
LR Chi² (13)		1490.66***		950.17***
		(0.0000)		(0.0000)

Nota: P-value, ***(1%), ** (5%), *(10%)

Como esperábamos el salario esperado tiene un efecto positivo y significativo sobre la decisión de estar empleado, tanto para el hombre como para la mujer aunque mayor para la segunda. Igualmente la edad muestra la estructura esperada donde los estratos de 25 a 54 años poseen una mayor probabilidad de trabajar que el estrato de 16 a 24 años, mientras que los mayores de 55 años poseen una menor probabilidad de trabajar. El tener gastos asociados a la vivienda residencial produce un efecto

positivo sobre la probabilidad de estar ocupado. Estas variables de nuevo presentan el mismo signo para los hombres y las mujeres, al igual que la presencia de personas dependientes en el hogar que disminuye la probabilidad de trabajar de ambos sexos.

Sin embargo, debemos destacar el efecto de dos argumentos que poseen un efecto muy diferente sobre los dos géneros: el tener hijos, el estar casado, las tareas del hogar y el número de ocupados en el hogar. Como podemos ver en la anterior tabla, mientras que para el caso de la mujer el tener hijos menores de 10 años viviendo en el hogar le genera un efecto negativo sobre su probabilidad de trabajar, en el caso del hombre este efecto es positivo. De igual forma ocurre con el estado civil. El hecho de estar casada le genera a la mujer un efecto negativo y significativo sobre la posibilidad de situarse en la ocupación, mientras que para los hombres le genera un efecto positivo y significativo. Este hecho nos puede estar recogiendo la diferencia en la división social de tareas entre los dos sexos cuando conviven en pareja: el hombre mayoritariamente sustenta económicamente la familia, mientras que la mujer cuida de ella. Esta división en los roles de los diferentes sexos nos explicaría la diferencia en los efectos de ambas características, así como los diferentes efectos de las variables de las tareas del hogar y del número de ocupados en el hogar. El hecho de que las mujeres deban cuidar de la familia hace que deba realizar una gran parte de las tareas del hogar que les provoca una disminución en la probabilidad de trabajar, e igualmente hace que cuando otros miembros de la familia trabajen la mujer no participe en el mercado de trabajo.

Una vez que hemos observados como afectan las diferentes características a la decisión de trabajar de los individuos, en la siguiente sección realizaremos una descomposición de los efectos de estas características. El objetivo de esta descomposición es conocer que parte del diferencial de ocupación vendría explicado por las diferentes características (por ejemplo las mujeres pueden tener más hijos que los hombres) o por los diferentes efectos de estas características (a las mujeres el tener un hijo les produce una disminución en la probabilidad de trabajar, mientras que para un hombre el efecto es positivo).

4.1. Desagregación por género

Una vez estimadas las variables que afectan a la decisión de trabajar de los hombres y de las mujeres, analizamos que porcentaje explica cada una de estas características respecto al diferencial de participación en el mercado de trabajo. Para calcular estos porcentajes utilizaremos la siguiente descomposición propuesta por Oaxaca (1973) y aplicada en términos ocupacionales por Ermisch y Wright (1995):

$$\text{logit}(\overline{P}_m) - \text{logit}(\overline{P}_f) = \hat{\beta}_m(\overline{X}_m - \overline{X}_f) + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)\overline{X}_f$$

El lado izquierdo de la ecuación es la diferencia en las tasas de empleo que predicen las ecuaciones de participación estimadas en el apartado anterior a través de un modelo *logit*. Esta diferencia en la probabilidad de estar empleado se pueden explicar a partir de dos componentes situados a la derecha de la ecuación. El primer factor explicativo nos recogería las diferencias provocadas por las diferentes características que presentan los hombres y las mujeres (por ejemplo, diferencias en el número de hijos menores o del número de personas dependientes en el hogar). El segundo factor de la ecuación nos recogería la diferencia en los retornos de estas características, es decir las diferencias de las β entre las diferentes ecuaciones. En la siguiente tabla podemos observar la diferencia en el ratio de probabilidades de estar ocupado entre el hombre y la mujer, y su descomposición entre la diferencia de características y la diferencia en el retorno de esas mismas características.

Tabla 4. Descomposición del diferencial de empleo entre el hombre y la mujer.

	Componente	% del total
$\text{logit}(\overline{P}_m) - \text{logit}(\overline{P}_f)$	1.70	100
$\hat{\beta}_m(\overline{X}_m - \overline{X}_f)$	0.64	37.6
Salario esperado	0.75	43.8
Edad	0.02	1.2
Hijos	-0.02	-1.4
Personas dependientes	0.01	0.8
Estado civil	-0.02	-1.0
Tareas del hogar	-0.09	-5.5
Gasto vivienda de residencia	0.02	1.0
Nº de ocupados en el hogar	-0.02	-1.4
$(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)\overline{X}_f$	1.06	62.4
Constante	0.33	19.1
Salario esperado	-1.45	-85.3
Edad	-0.07	-3.9
Hijos	0.51	29.8
Personas dependientes	-0.03	-1.9
Estado civil	0.81	47.3
Tareas del hogar	0.67	39.2
Gasto vivienda de residencia	0.11	6.3
Nº de ocupados en el hogar	0.20	11.7

En la tabla 4 se presentan los resultados de la descomposición de la diferencia en la ratio entre la tasa de ocupación y no ocupación para el hombre y la mujer que reúnen la media de las características de la muestra[8]. Este diferencial viene explicado

[8] Esta ratio (p/(1-p)) es una transformación monótona de p. Así las conclusiones que se derivan de la descomposición logarítmica del diferencial por género de esta ratio coinciden con las referentes a la descomposición de nuestra variable de interés, es decir, p.

básicamente por el componente del retorno de las características, 62,4%, y en menor medida de la diferencia de características, 37,6%.

Por un lado, en el bloque de características conviene resaltar el peso del salario esperado, 43.8%. Por el otro lado, en el bloque de rendimientos destaca el estado civil (47.3%), las tareas del hogar (39.2%) y los hijos (29.8%). Es decir los aspectos que más influyen en el diferencial de participación de la mujer en el mercado de trabajo es que las mujeres esperan percibir un menor salario, y por el hecho de que determinadas características sociales afectan de forma muy diferente a ambos géneros. Si bien el hecho de estar casado supone un efecto positivo sobre la probabilidad de trabajar, para la mujer supone un efecto negativo y significativo. Como ya hemos indicado las diferencias en el reparto de las tareas del hogar y el cuidado de los hijos menores de 10 años explica igualmente una parte importante de este diferencial de participación en el mercado de trabajo.

4.2. Incidencia de factores clave sobre el diferencial en la tasa de empleo

A partir de la descomposición que se presenta en el apartado 4.1 se realizan simulaciones sobre aquellos factores que más relevancia tienen en términos de diferencial en la tasa de empleo. Estas simulaciones ajustan la tasa de empleo estimada para el individuo medio (aquel individuo caracterizado con el valor medio de las distintas variables socioeconómicas de la muestra) cuando alteramos su perfil. Para definir el perfil se utiliza la descomposición presentada por Oaxaca (1973), separando las características (en concreto, la media muestral de las variables que presentamos en el modelo) de los rendimientos (los parámetros estimados que relacionan las características socioeconómicas y la ocupación).

Tabla 5. Incidencia de factores determinantes en el diferencial de la tasa ocupación estimada por género en Cataluña, 2006

	Hombre	Mujer	Diferencial
Estado Inicial	94.9%	77.1%	17.8%
Características			
Salario hora esperado H = Salario hora esperado M (1)	94.9%	89.2%	5.7%
Rendimientos			
Estado civil M = Estado civil H (2)	94.9%	88.3%	6.6%
Tareas del hogar M = Tareas del hogar H (3)	94.9%	86.8%	8.1%
Hijos M = Hijos H (4)	94.9%	84.9%	10%
Característica + Rendimientos			
(1) + (2)	94.9%	94.9%	0%
(1) + (3)	94.9%	94.2%	0.7%
(1) + (4)	94.9%	93.2%	1.7%

Así, en primer lugar, podemos decir que cuando el salario hora esperado de la mujer se sitúa al nivel masculino, el diferencial en la tasa de ocupación se reduce en 12.1 puntos porcentuales. Podemos observar como únicamente eliminando las diferencias en el salario hora esperado la diferencia en la tasa de ocupación se reduciría hasta los 5.7 puntos. Este hecho nos indica que las políticas encaminadas a reducir la discriminación salarial ayudarían en gran medida a reducir el diferencial en las tasa de ocupación entre los hombres y las mujeres.

En relación a los rendimientos cabe destacar la contribución del estado civil, las tareas del hogar y los hijos. Si el efecto de estas variables sobre la probabilidad de trabajar se equiparará entre hombre y mujeres las diferencias de participación se reducirían en 11.2, 9.7 y 7.8 puntos respectivamente. Este hecho nos índica que la carga del cuidado de la familia recae principalmente en la mujer, aspecto que le

provoca una disminución en la participación del mercado de trabajo muy importante.

Cabe destacar que si se equipararan los salarios esperados y el efecto del estado civil para el hombre y la mujer (1+2) el diferencial en las tasa de ocupación entre los hombres y las mujeres quedaría reducido a cero. Por lo tanto, podemos observar como algunas características sociales y culturales explican gran parte de la diferencia de participación en el mercado de trabajo.

5. Conclusiones

En la última década se ha producido una fuerte incorporación de la mujer al mercado de trabajo. Sin embargo, el diferencial de ocupación entre el hombre y la mujer continua siendo significativo. El presente estudio determina las características que explicarían este diferencial en las tasa de ocupación por género en Cataluña. Para realizar esta investigación utilizaremos los datos de la *Encuesta de condiciones de vida y hábitos de la población de Catalunya, 2006*. Estos datos no se han utilizado con anterioridad en el análisis del mercado de trabajo y nos permiten incluir todo un conjunto de aspectos sociales no incluidos hasta el momento. A pesar de que el análisis y la descomposición de las características que afectan a la decisión de trabajar no se ha realizado en el mercado español, a nivel internacional si encontramos literatura que nos muestra evidencia empírica sobre aspectos que pueden influir en la decisión de trabajar. El papel principal que algunos de estos análisis otorgan al salario esperado (Ermisch y Wright, 1995), nos lleva en una primera etapa a estimar el salario esperado para ambos sexos. Esta estimación se realiza teniendo en cuenta el posible problema de autoselección de la muestra, ya que únicamente observamos el salario de aquellas personas que han decidido participar de forma activa en el mercado de trabajo.

Una vez estimadas las ecuaciones salariales, el valor predicho del salario hora se incorpora como factor explicativo de la decisión de trabajar. Esta estimación se realiza a través de un modelo logit binomial. A partir de la estimación de las ecuaciones de participación laboral se realiza una descomposición del diferencial en

la tasa de ocupación mediante la metodología de Oaxaca (1973). Los resultados obtenidos muestran que la diferencia en el salario esperado es el componente que explica una mayor parte de este diferencial, por el lado de las características. La diferenciación salarial por género es el componente más acuciante. En segundo lugar, los diferentes rendimientos que las características tienen sobre ambos géneros explica igualmente una gran parte de este diferencial de participación. Cabe destacar especialmente como el diferente efecto sobre la propensión del estado civil, las tareas del hogar y los hijos, entre ambos géneros juega un papel fundamental en la explicación de este diferencial.

En términos de política económica podemos afirmar que la nivelación salarial y las medidas que ayuden a compaginar la vida familiar con la vida laboral son elementos claves para el cierre del diferencial. Dentro de estas, medidas como la flexibilidad de los horarios de trabajo o una mayor dotación de guarderías podría ayudar a igualar el efecto de algunos aspectos como el cuidado de los hijos entre los dos géneros. El hecho de que las mujeres tuvieran un salario esperado igual, y que el efecto de los hijos fuera igual sobre ambos sexos, nos llevaría a una reducción en la diferencia de las tasas de empleo entre los hombres y las mujeres hasta el nivel de 1.7 puntos. Otros aspectos sociales y culturales como el estado civil y el reparto de las tareas del hogar son muy relevantes, pero consideramos que son inercias sociales más asentadas y por tanto menos modificables a corto plazo.

Bibliografía

Anderson, P. M., y Levine, P. B. (1999) "Child care and mothers' employment decisions" *NBER Working Paper*, Nº 7058.

Arango, L. E., y Posada, C. E. (2005) "Labour participation in Colombia" *Applied Economics*, Vol. 37. pp. 1829-1838.

Becker, G. S. (1965) "A theory of the allocation of time" *Economic Journal*, Vol. 75(299). pp. 493-517.

Blau, D. M. (2000) "Child care subsidy programs" *NBER Working Paper*, Nº 7806.

Bover, O., y Arellano, M. (1995) "Female labour force participation in the 1980s: The case of Spain" Investigaciones Económicas, Vol. 19(2). pp. 171-194.

Chevalier, A., y Viitanen, T. K. (2002) "The causality between female labour force participation and the availability of childcare" *Applied Economic Letters*, Vol. 9. pp. 915-918.

De la Rica, S., y Ugidos, A. (1995) "¿Son las diferencias en capital humano determinantes de las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres?" *Investigaciones Económicas*, Vol. 19(3). pp. 395-414.

Ermisch, J. F., y Francesconi, M. (2001) "Family structure and children's achievements" *Journal of Population Economics*, Vol. 14. pp. 249-270.

Ermisch, J. F., y Wright, R. E (1993) "Wage offers and full-time and part-time employment by British women" *Journal of Human Resources*, Vol. 28(1). pp. 111-133.

Ermisch, J. F., y Wright, R. E (1995) "Lone parenthood and employment: male-female differences in Great Britain" *Labour Economics*, Vol. 2. pp. 299-317.

Falzone, J. S. (2000) "Labor market decisions of married women: With emphasis on part-time employment" *International Advances in Economic Research*, Vol. 6(4). pp. 662-671.

Franz, W. (1985) "An economics analysis of female work participation, education and fertility: Theory and empirical evidence for the Federal Republic of Germany" *Journal of Labor Economics,* Vol. 3(1), Part 2: Trends in Women's Work, Education, and Family Building. pp. S218-S234.

García, I., Molina, J. A., y Montuenga, V. (2007) "Intra-Household time allocation: gender differences in caring for children" *Mimeo*

Gelbach, J. B. (2002) "Public schooling for young children and maternal labor supply" *American Economic Review*, Vol. 92(1). pp. 307-322.

Gregory, R. G., McMahon, P., y Whittingham, B. (1985) "Women in the Australian labor force: Trends, causes and consequences" *Journal of Labor Economics,* Vol. 3(1), Part 2: Trends in Women's Work, Education, and Family Building. pp. S293-S309.

Hausman, J. A. (1980) "The effect of wages, taxed, and fixed costs on women's labor force participation" *Journal of Public Economics*, Vol. 14. pp. 161-194.

Heath, J. A., y Ciscel, D. H. (1988) "Patriarchy, family structure and the exploitation of women's labor" *Journal of Economic Issues*, Vol. 22(3). pp. 781-794.

Heckman, J. (1974) "Shadow prices, market wages, and labor supply" *Econometrica*, Vol. 42(4). pp. 679-194.

Heckman, J. (1979) "Sample selection bias as a specification error" *Econometrica*, Vol. 47(1). pp. 153-161.

Hernández, P. J. (1996) "Segregación ocupacional de la mujer y discriminación salarial" *Revista de Economía Aplicada*, Vol. 11(4). pp. 57-80.

Hill, M. A. (1983) "Female labor force participation in developing and developed countries: consideration of the informal sector" *Review of Economics and Statistics*, Vol. 65(3). pp. 459-468.

Jenkins, S. P. (1992) "Lone mother's employment and full-time work probabilities" *Economic Journal*, Vol. 102. pp. 310-320.

Lee, L-F. (1982) "Some approaches to the correction of selectivity bias" *Review of Economic Studies*, Vol. 49(3). pp. 355-372.

Miller, C. F. (1997) "Structural change in the probability of part-time participation by married women" *Bulletin of Economic Research*, Vol. 49(4). pp. 257-273.

Mincer, J. (1974) *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, New York.

Nam, S. (1991) "Determinants of female labor force participation: A study of Seoul, South Korea, 1970-1980" *Sociological Forum*, Vol. 6(4). pp. 641-659.

Novales, A., y Mateos, B. (1990) "Empleo, capital humano y participación femenina en España" *Investigaciones Económicas*, Vol. 14(3). pp. 457-478.

Ogawa, N., y Ermisch, J. F. (1996) "Family structure, home time demands, and the employment patterns of Japanese married women" *Journal of Labor Economics*, Vol. 14(4). pp. 677-702.

Otero, M. S., y Gradín, C. (2001) "Segregación ocupacional en España, una perspectiva territorial" *Hacienda Pública Española*, Vol. 159(4). pp. 163-190.

Powell, L. M. (1998) "Part-time versus full-time work and child care costs: evidence for married mothers" *Applied Economics*, Vol. 30. pp. 503-511.

Rexroat, C. (1990) "Race and marital status differences in the labor force bahavior of female family heads: The effect of household structure" *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 52(3). pp. 591-601.

Riboud, M. (1985) "An analysis of women's labor force participation in France: Cross-section estimates and time-series evidence" *Journal of Labor Economics,* Vol. 3(1), Part 2: Trends in Women's Work, Education, and Family Building. pp. S177-S200.

Sasaki, M. (2002) "The causal effect of family structure on labor force participation among Japanese married women" *Journal of Human Resources*, Vol. 37(2). pp. 429-440.

Shimada, H., y Higuchi, Y. (1985) "An analysis of trends in female labor force participation in Japan" *Journal of Labor Economics,* Vol. 3(1), Part 2: Trends in Women's Work, Education, and Family Building. pp. S355-S374.

Tugores, M. (2007) "Reconciling work and family from a gender perspective: an application to the balearic hotel industry" *Mimeo.*

Anexo

Tabla A1. Definición de las variables de la ecuación de salarios

Variable dependiente	
Log (Salario hora)	El salario se construye a partir de la variable ingresos netos individuales mensuales y del número de horas trabajadas a la semana. Se restringe el valor de esta variable al origen laboral de la principal vía de ingresos del entrevistado (por ejemplo, se asigna un valor perdido a los individuos que tienen como fuente principal de ingresos las rentas del capital) Se considera que un mes tiene de 4 semanas.
Variables de capital humano	
Experiencia	Definición tradicional. Es la diferencia entre la edad del entrevistado menos años imputados de escolarización menos 6. Se expresa en años.
Antigüedad	Años de relación laboral con la empresa en el momento de la entrevista.
Nivel educativo	Se han creado 7 variables ficticias que recogen los siguientes niveles educativos: sin estudios, educación primaria, educación secundaria, formación profesional (distinguiendo entre los ciclos de grado intermedio y superior), estudios universitarios y master/doctorado.
Variables territoriales	
Barcelona	=1 si reside en Barcelona
Primera corona	=1 si reside en la primera corona metropolitana. Ver Informe General Enquesta de la Regió de Barcelona 2000. IERMB (2002) para delimitación territorial.
Segunda corona	=1 si reside en la segunda corona metropolitana.
Resto de provincia Barcelona	=1 si reside en el resto de la provincia de Barcelona.
Resto de Cataluña	=1 si reside en Girona, Lleida o Tarragona.
Características personales	
Inmigrante	=1 si el entrevistado nació fuera de España.

Tabla A2. Definición de las variables de la ecuación de participación laboral

Variable dependiente	
Situación laboral	Toma el valor 0 si la persona está no ocupada y 1 si lo está.
Variables ingresos	
Log (salario hora esperado)	Se construye a partir del valor que predicen las ecuaciones de salarios estimadas a tiempo completo (específicas para cada género). Ver Cuadro 2.
Variables de estructura del hogar y responsabilidades familiares	
Hijos < 5 años	Recuento del numero de hijos menores de 5 años.
Hijos ≥ 5 y < 10 años	Recuento del numero de hijos entre 5 y 9 años.
Hijos ≥ 10 y < 16 años	Recuento del numero de hijos entre 10 y 15 años.
Estado civil	=1 si el individuo está casado.
Personas dependientes	=1 si en el hogar del individuo hay ancianos con necesidades de tratamiento, miembros discapacitados o miembros enfermos.
Trabajo doméstico	Recuento de las tareas del hogar que realiza el individuo. Esta variable toma la forma de índice con valor máx. 7. Las tareas en cuestión son: colada, limpieza cocina, limpieza casa, cocinar, comprar, reparaciones vivienda y administración economía doméstica).
Características personales y otras variables	
Edad	Variable ficticia que recoge el tramo de edad del entrevistado. Los tramos considerados son 16-24, 25-34, 35-44, 45-54 y 55-64.
Gasto en vivienda de residencia	Cantidad de gasto del hogar en el último mes en concepto de alquiler o hipoteca (se refiere a la vivienda donde vive el entrevistado). Es una variable categórica, de 0 (hasta 20 euros) a 10 (más de 1.800 euros).

Tabla A3. Medias y desviaciones estándar de las variable

ECUACIÓN SALARIAL	Mujer			Hombre		
	Nº	Media	Desv. Est.	Nº	Media	Desv. Est.
Log Salario hora	2145	1.86	0.498	2850	1.988	0.468
Experiencia	3999	23.445	14.362	4069	23.447	13.593
Experiencia2	3999	755.90	763.49	4069	734.51	709.59
Antigüedad	3999	5.20	8.08	4069	8.67	10.13
Antigüedad2	3999	92.33	232.61	4069	177.63	338.15
Sin Estudios	3999	0.052	0.222	4069	0.035	0.185
E. Primarios	3999	0.321	0.467	4069	0.373	0.484
E. Secundario	3999	0.206	0.404	4069	0.209	0.407
FP1	3999	0.102	0.302	4069	0.102	0.303
FP2	3999	0.106	0.308	4069	0.122	0.327
E. Universitarios	3999	0.208	0.406	4069	0.151	0.358
E. Postgrado	3999	0.005	0.072	4069	0.007	0.084
Inmigrante	3999	0.123	0.328	4069	0.129	0.335
Barcelona	3999	0.183	0.387	4069	0.167	0.373
Primera corona	3999	0.173	0.379	4069	0.173	0.378
Segunda corona	3999	0.247	0.431	4069	0.222	0.416
Resto provincia	3999	0.083	0.276	4069	0.089	0.285
Resto Cataluña	3999	0.314	0.464	4069	0.349	0.477
ECUACIÓN PARTICIPACIÓN	**Nº**	**Media**	**Desv. Est.**	**Nº**	**Media**	**Desv. Est.**
Ocupado	3999	0.623	0.485	4069	0.82	0.384
Log (salario hora esperado)	3999	1.790	0.266	4069	1.976	0.263
Hijos < 5 años	3999	0.143	0.425	4069	0.141	0.421
Hijos ≥ 5 y < 10 años	3999	0.327	0.687	4069	0.319	0.706
Hijos ≥ 10 y < 15 años	3999	0.886	1.291	4069	0.694	1.172
Edad entre 16 y 25 años	3999	0.113	0.316	4069	0.113	0.316
Edad entre 25 y 34 años	3999	0.252	0.434	4069	0.252	0.434

Edad entre 35 a 44 años	3999	0.253	0.435	4069	0.262	0.440
Edad entre 45 a 54 años	3999	0.204	0.403	4069	0.199	0.399
Edad entre 55 a 64 años	3999	0.174	0.379	4069	0.169	0.375
Personas dependientes	3999	0.092	0.289	4069	0.072	0.258
Estado civil	3999	0.598	0.49	4069	0.571	0.495
Tareas del hogar	3999	3.346	1.999	4069	5.647	1.556
Gasto vivienda de residencia	3999	2.342	2.586	4069	2.474	2.593
Nº ocupados en el hogar	3999	1.170	0.852	4069	1.028	0.894

Tabla A4. Ecuación de selección utilizada en la estimación eficiente de la ecuación de salarios

	Mujer		Hombre	
	Coeficiente	**Desv. Est.**	**Coeficiente**	**Desv. Est.**
Constante	-0.642***	0.229	-0.065	0.292
Experiencia	0.071***	0.015	0.121***	0.020
Experiencia²	-0.001***	0.0002	-0.003***	0.0003
Sin Estudios*				
E. Primarios	0.240	0.152	-0.652***	0.214
E. Secundarios	0.427**	0.183	-0.971***	0.250
FP1	0.572***	0.190	-0.270	0.270
FP2	0.854***	0.193	-0.440*	0.266
E. Univ.	1.129***	0.207	-0.555*	0.287
E. Postgrado	6.924	8019	6.35	243727
Inmigrante	-0.021	0.082	0.113	0.125
Barcelona*				
Primera corona	0.112	0.085	0.193*	0.107
Segunda corona	0.086	0.079	0.172*	0.100
Resto provincia	0.020	0.103	0.221*	0.128
Resto Cataluña	0.105	0.075	0.298***	0.093
Hijos < 5 años	-0.293***	0.064	0.172	0.144
Hijos ≥ 5 y < 10 años	-0.205***	0.045	0.123	0.076
Hijos ≥ 10 y < 15 años	-0.073***	0.030	0.052	0.040
Edad entre 16 y 24 años*				
Edad entre 25 y 34 años	0.953***	0.140	0.796***	0.173
Edad entre 35 a 44 años	0.690***	0.218	0.239	0.306
Edad entre 45 a 54 años	0.470*	0.287	-0.077	0.403
Edad entre 55 a 64 años	-0.017	0.357	-0.259	0.484
Personas dependientes	-0.244***	0.084	-0.499***	0.102
Estado civil	-0.463***	0.066	0.419***	0.107

Tareas del hogar	-0.106***	0.014	0.026	0.023
Gasto vivienda de residencia	0.053***	0.011	0.058***	0.014
Nº ocupados en el hogar	-0.023	0.032	0.064*	0.038