

Determinantes sociales del diferencial de ocupación por género¹

Joan Maria Mussons²

(Institut d'Estudis Regionals i
Metropolitans de Barcelona)

Jordi Perdigueró³

(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 86.6% del diferencial de empleo vendría explicado por la diferencia de características, especialmente debido a la diferencia en el salario esperado (40% del total). El otro 13.4% vendría explicado por la diferencia en los retornos de las características, destacando el efecto de los hijos menores, el trabajo doméstico, el salario esperado y el estado civil.

Palabras clave: Ocupación; Género; Estructura del hogar, Segregación, Autoselección.

Códigos JEL: J12; J13; J16; J23.

¹ Agradecemos los comentarios recibidos por J.R. Borrell, P. López, J.L. Raymond y E. Sintés. Cualquier error es de nuestra absoluta responsabilidad.

² Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona (IERMB). Carrer 62, núm. 16, edifici B, planta 0. Zona Franca 08040 Barcelona. E-mail: jmmussons@gmail.com

³ 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: perdigueró@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 estudio 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 ocupación	82,2%	61,9%	20,3%
Tasa actividad	86,6%	67,5%	19,1%
Tasa 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.⁴

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, otras personas dependientes que residen en el hogar y distribución del trabajo doméstico),

⁴ Ver López y Lozares (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)⁵.

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 respuesta 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).⁶

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. Esta variable se construye en forma de índice y toma valor medio de 2.9 para la mujer y 5.3 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.

⁵ La construcción del conjunto de variables utilizadas en el estudio se presenta en la Tabla A1 y A2 del Anexo.

⁶ 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. También se incluye el efecto del régimen de tenencia para captar como inciden las cargas asociadas a la vivienda. 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 económicamente 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):

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

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:

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

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 $E[e_s | w_s > w_{Rs}]$ no será cero, por lo que la 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 ecuación⁷:

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

donde

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

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 Y 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

⁷ Para un desarrollo completo del modelo ver De la Rica y Ugidos (1995)

dicotómicas por lo que la categoría no incluida en la estimación se señalará mediante un asterisco.

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)

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 régimen de tenencia y 7) la situación familiar (si el entrevistado es cabeza de familia).

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 salariales 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 salariales⁸.

⁸ Los resultados econométricos de la ecuación de selección se presentan en el anexo.

Tabla 2. Estimación de las ecuaciones salarios por género

	Mujer		Hombre	
	Coficiente		Coficiente	
Constante	1.525	(13.58)***	1.342	(20)***
Experiencia	0.022	(6.46)***	0.028	(9.74)***
Experiencia²	0.000	(-4.86)***	0.000	(-7.47)***
Antigüedad	0.018	(4.94)***	0.012	(4.44)***
Antigüedad²/100	-0.026	(-2.38)**	-0.014	(-1.71)*
Sin Estudios*				
E. Primarios	-0.095	(-1.13)	0.132	(2.32)**
E. Secundarios	0.139	(1.53)	0.324	(5.35)***
FP1	0.049	(0.5)	0.247	(4.05)***
FP2	0.066	(0.68)	0.273	(4.41)***
E. Uni.	0.436	(4.45)***	0.672	(10.72)***
E. Postgrado	0.540	(3.99)***	0.811	(10.37)***
Inmigrante	-0.170	(-5.03)***	-0.177	(-6.73)***
Barcelona*				
Primera corona	-0.072	(-2.06)**	-0.027	(-1.02)
Segunda corona	-0.054	(-1.8)*	-0.014	(-0.56)
Resto provincia	-0.086	(-2.3)**	-0.073	(-2.27)**
Resto Cataluña	-0.102	(-3.29)***	-0.066	(-2.72)***
	Mujer		Hombre	
Log λ	-0.1267	(-2.61)***	-0.104	(-3.61)***
Wald Chi² (30)		649.75***		1328.63***
Obs. No censuradas		2146		2859
Log likelihood		-3227.776		-2747.59

Nota: Estadísticos t 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, sobretudo 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 Y_s 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 :

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

El estado laboral s es escogido si y solo si:

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

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:

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

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 variable 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 diez años, y entre 11 y 15 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, el régimen de tenencia y la situación familiar (si el individuo es cabeza de familia). 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		Coeficiente	
Constante	-9.985	(-20)***	-9.095	(-12.74)***
Edad entre 25 y 34 años	1.246	(6.8)***	1.139	(5.29)***
Edad entre 35 y 44 años	0.327	(1.6)	0.489	(1.8)*
Edad entre 45 y 54 años	-0.393	(-1.96)**	-0.475	(-1.59)
Edad entre 55 y 64 años	-1.311	(-6.14)***	-1.603	(-5.42)***
Hijos < 5 años	-0.476	(-4.92)***	0.228	(1.23)
Hijos ≥ 5 y < 10 años	-0.060	(-0.5)	0.017	(0.08)
Hijos ≥ 10 y ≤ 15 años	0.069	(0.57)	0.660	(3.56)***
Personas dependientes	-0.237	(-1.54)	-0.258	(-1.35)
Estado civil	-0.336	(-2.42)**	0.039	(0.21)
Régimen de tenencia	0.077	(1.43)	0.237	(3.65)***
Trabajo doméstico	0.174	(6.96)***	0.039	(0.98)
Nº ocupados en el hogar	0.290	(5.06)***	0.700	(8.76)***
Cabeza de familia	0.724	(4.62)***	1.166	(5.18)***
Log (salario hora esperado)	5.315	(19.43)***	4.541	(11.87)***
Pseudo- R^2		0.2928		0.3022
Nº de observaciones		4046		4125
LR χ^2 (14)		742.66***		656.84***
Log likelihood		-1903.50		-1440.07

Nota: Estadísticos t entre paréntesis. 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 el primero. Igualmente la edad, el tener gastos asociados a la vivienda residencial, y el número de tareas del hogar que no realiza el agente, producen 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 percepción del estado de salud que cuanto más deteriorado es menor es la probabilidad de estar ocupado, y la presencia de personas dependientes en el hogar que 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 y el estar casado. Como podemos ver en la anterior tabla, mientras que para el caso de la mujer el tener hijos viviendo en el hogar le genera un efecto negativo sobre su probabilidad de trabajar, en el caso del hombre este efecto es positivo, aunque en ocasiones no es significativo. 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 (aunque no 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.

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 menor de 5 años les produce una disminución en la probabilidad de trabajar, mientras que para el hombre el efecto no es significativo).

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):

$$\text{logit}(\bar{P}_m) - \text{logit}(\bar{P}_f) = \hat{\beta}_m(\bar{X}_m - \bar{X}_f) + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)\bar{X}_f \quad [8]$$

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 $\hat{\beta}$ 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

	Componente	% del total
$\text{logit}(\bar{P}_m) - \text{logit}(\bar{P}_f)$	1.32	100
$\hat{\beta}_m(\bar{X}_m - \bar{X}_f)$	1.15	86.6
Edad	0.01	0.88
Hijos	0.00	-0.17
Personas dependientes	0.01	0.47
Estado civil	0.00	-0.05
Régimen de tenencia	0.01	0.76
Trabajo doméstico	0.09	6.98
Nº ocupados en el hogar	-0.11	-8.60
Cabeza de familia	0.61	46.35
Salario esperado	0.53	40.01
$(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)\bar{X}_f$	0.18	13.38
Constante	0.89	67.22
Edad	-0.05	-4.15
Hijos	0.27	20.44
Personas dependientes	0.00	-0.14
Estado civil	0.22	16.86
Régimen de tenencia	0.14	10.93
Trabajo doméstico	-0.39	-29.83
Nº ocupados en el hogar	0.46	34.72
Cabeza de familia	0.09	6.76
Salario esperado	-1.45	-109.43

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.⁹ Este diferencial viene explicado básicamente por el componente de características, 86,6%, y en menor medida por el de rendimientos, 13,4%.

⁹ 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 .

Por un lado, en el bloque de características conviene resaltar el peso del salario esperado, 40%, la situación familiar (si el entrevistado es cabeza de familia), 46.3% y del trabajo doméstico, 7%. Por el otro, en el bloque de rendimientos destaca el estado civil y los hijos, que contribuyen de manera positiva al diferencial, 16.9% y 20.4%, y el trabajo doméstico que contribuye de manera negativa, -29.8%. También se observa un efecto negativo muy importante del salario esperado, -109%, que se compensa parcialmente con la constante, 67,2%.¹⁰ En otras palabras, la mujer presenta mayor propensión a la ocupación para una misma distribución del trabajo doméstico y para un mismo salario esperado, con lo que el efecto sobre el diferencial es negativo.

En resumen de los aspectos que más influyen en el diferencial de participación laboral por género y que son modificables a corto plazo conviene destacar el diferencial en el salario esperado y el hecho de que determinadas características afectan de forma muy diferente a ambos géneros. A diferencia del hombre, el hecho de estar casado y el cuidado de los hijos menores de 6 años provoca un efecto especialmente negativo en la participación de la mujer 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).

¹⁰ En otras estimaciones realizadas se obtiene también un peso elevado del salario esperado en el bloque de rendimientos, que se compensa con la constante.

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

	Hombre	Mujer	Diferencial
Estado inicial	89.1%	68.6%	20.6%
Características			
Salario hora esperado M = Salario hora esperado H (1)	89.1%	80.2%	8.9%
Trabajo doméstico M = Trabajo doméstico H (2)	89.1%	76.8%	12.4%
Rendimientos			
Hijos M = Hijos H (3)	89.1%	74.1%	15.0%
Estado civil M = Estado civil H (4)	89.1%	73.2%	16.0%
Características más Rendimientos			
(1) + (2)	89.1%	86.0%	3.1%
(1) + (3)	89.1%	84.2%	5.0%
(1) + (2) + (3)	89.1%	88.9%	0.2%

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 11.7 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 8.9 puntos. Este hecho nos indica que las políticas encaminadas a la eliminación de la segregación salarial por género ayudarían de forma importante a reducir el diferencial en las tasa de ocupación entre los hombres y las mujeres.

En segundo lugar se observa un aumento de la tasa de ocupación de la mujer en más de 8.2 puntos porcentuales cuando se equiparan las cargas asociadas al trabajo doméstico. El hecho de que los mujeres tuvieran las mismas facilidades (tareas domésticas no realizadas por el entrevistado) que los hombres provocaría dicho incremento.

En relación a los rendimientos cabe destacar la contribución de los hijos y del estado civil. Si el rendimiento de la mujer fuera el mismo que masculino el diferencial se reduciría un 15% y un 16% respectivamente. Este hecho nos indica 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.

Cabe destacar que si se equipararan los salarios esperados y el efecto de los hijos fuera igual para el hombre y la mujer (1+3) el diferencial en las tasa de ocupación entre los hombres y las mujeres se sitúa en 5 puntos. Si además, las mujeres tuvieran las misma carga de trabajo doméstico que los hombres (1+2+3), el diferencial 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 el salario esperado es el componente que explica una mayor parte de este diferencial. La diferenciación salarial por género es el componente más acuciante. En segundo lugar cabe destacar en relación a la propensión a la ocupación el distinto efecto por género del estado civil, hijos y trabajo doméstico.

En términos de política económica podemos afirmar que la nivelación salarial y la reducción de las cargas que suponen los hijos 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 5 puntos. Otros aspectos sociales y culturales como el estado civil y el trabajo doméstico son 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*, N° 7058.

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

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.

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 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.

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

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.

López, P. i C. Lozares (2007). Implicaciones sociológicas en la construcción de una muestra estratificada. *Empiria*, 14, 87-108.

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.

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

Oaxaca, R. (1973) “Male-Female Differentials in Urban Labour Markets” *International Economic Review*, Vol. 14(3). pp. 693-709.

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.

Pagan, R. (2007) “Diferencias salariales en el empleo a tiempo completo y a tiempo parcial” *Revista de Economía Aplicada*, forthcoming.

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.

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

ANEXO 1

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

<i>Variable dependiente</i>	
Log (salario hora esperado)	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.
<i>Variables de capital humano</i>	
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.
<i>Variables territoriales</i>	
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 provincia de Barcelona	=1 si reside en el resto de la provincia de Barcelona.
Resto Cataluña	=1 si reside en Girona, Lleida o Tarragona.
<i>Características personales y laborales</i>	
Inmigrante	=1 si el entrevistado nació fuera de España.

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

<i>Variable dependiente</i>	
Situación laboral	Toma el valor 0 si la persona está no ocupada y 1 si lo está.
<i>Variables de ingresos</i>	
Log (salario hora esperado)	Se construye a partir del valor que predicen las ecuaciones de salarios estimadas.
<i>Variables de estructura del hogar y responsabilidades familiares</i>	
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 10 años.
Hijos > 10 y ≤ 15 años	Recuento del numero de hijos entre 11 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.
Nº ocupados en el hogar	Recuento del número de ocupados en el hogar sin contar el entrevistado.
Trabajo doméstico	Recuento de las tareas del hogar que realizan los otros miembros del hogar. 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).
<i>Características personales y otras variables</i>	
Cabeza de familia	=1 si la persona es cabeza de familia.
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.
Régimen de tenencia	Toma el valor 0 si la persona reside en una propiedad pagada, 1 si está en alquiler y 2 si la propiedad se encuentra pendiente de pago

Tabla A3. Medias y desviaciones estándar de las variables.

ECUACION SALARIAL	Mujer			Hombre		
	Nº	Media	Desv. Est.	Nº	Media	Desv. Est.
Log (salario hora)	2149	1.860	0.498	2862	1.988	0.469
Experiencia	4055	22.851	14.622	4137	22.900	13.905
Experiencia2	4055	735.923	766.085	4137	717.723	718.128
Antigüedad	4055	5.169	8.083	4137	8.664	10.198
Antigüedad2/100	4055	0.920	2.333	4137	1.790	3.425
Sin Estudios*	4055	0.055	0.227	4137	0.037	0.190
E. Primarios	4055	0.324	0.468	4137	0.376	0.484
E. Secundarios	4055	0.204	0.403	4137	0.207	0.405
FP1	4055	0.101	0.302	4137	0.102	0.302
FP2	4055	0.105	0.307	4137	0.121	0.327
E. Uni.	4055	0.206	0.405	4137	0.149	0.356
E. Postgrado	4055	0.005	0.072	4137	0.007	0.085
Inmigrante	4055	0.121	0.327	4137	0.127	0.333
Barcelona*	4055	0.183	0.387	4137	0.168	0.374
Primera corona	4055	0.174	0.379	4137	0.173	0.378
Segunda corona	4055	0.245	0.430	4137	0.222	0.416
Resto provincia	4055	0.083	0.276	4137	0.088	0.284
Resto Cataluña	4055	0.314	0.464	4137	0.348	0.476
ECUACIÓN PARTICIPACIÓN	Nº	Media¹	Desv. Est.	Nº	Media¹	Desv. Est.
Ocupado	4055	0.616	0.487	4137	0.811	0.392
Edad entre 16 y 24 años	4055	0.131	0.337	4137	0.127	0.341
Edad entre 25 y 34 años	4055	0.261	0.436	4137	0.264	0.438
Edad entre 35 y 44 años	4055	0.244	0.431	4137	0.251	0.436
Edad entre 45 y 54 años	4055	0.189	0.393	4137	0.186	0.394
Edad entre 55 y 64 años	4055	0.174	0.378	4137	0.172	0.371
Hijos < 5 años	4055	0.240	0.548	4137	0.237	0.541
Hijos ≥ 5 y < 10 años	4055	0.150	0.415	4137	0.161	0.437
Hijos ≥ 10 y ≤ 15 años	4055	0.152	0.413	4137	0.150	0.429
Personas dependientes	4055	0.089	0.290	4137	0.064	0.259
Estado civil	4055	0.596	0.490	4137	0.578	0.494
Régimen de tenencia	4046	0.902	0.917	4125	0.944	0.916
Trabajo doméstico	4055	2.925	2.038	4137	5.317	0.000
Nº ocupados en el hogar	4055	1.122	0.862	4137	0.960	0.902
Cabeza de familia	4055	0.203	0.393	4137	0.729	0.446
Log (salario hora esperado)	4055	1.871	0.253	4137	1.988	0.253

¹ Media ponderada con pesos inversamente proporcionales a la probabilidad de inclusión en el diseño muestral

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

	Mujer		Hombre	
	Coeficiente		Coeficiente	
Constante	-0.759	(-4.94)***	0.016	(0.11)
Edad	-0.014	(-7.7)***	-0.024	(-11.01)***
Sin Estudios*				
E. Primarios	0.620	(5.58)***	0.392	(4.23)***
E. Secundarios	0.749	(6.44)***	0.143	(1.46)
FP1	0.868	(7.31)***	0.733	(7.1)***
FP2	1.326	(11.47)***	0.851	(8.48)***
E. Uni.	1.543	(13.8)***	0.853	(8.79)***
E. Postgrado	1.980	(11.72)***	1.172	(7.44)***
Inmigrante	-0.093	(-1.75)*	-0.168	(-3.54)***
Barcelona*				
Primera corona	0.096	(1.77)*	0.042	(0.81)
Segunda corona	-0.016	(-0.32)	0.060	(1.15)
Resto provincia	0.073	(1.1)	0.144	(2.32)**
Resto Cataluña	0.090	(1.81)*	0.159	(3.29)***
Hijos < 5 años	-0.082	(-2.34)**	0.305	(9.53)***
Hijos ≥ 5 y < 10 años	0.138	(3.2)***	0.207	(6.32)***
Hijos ≥ 10 y ≤ 15 años	0.168	(4.15)***	0.479	(13.46)***
Personas dependientes	-0.164	(-2.59)***	-0.223	(-3.09)***
Estado civil	0.093	(1.9)*	0.028	(0.53)
Régimen de tenencia	0.111	(5.65)***	0.132	(7.34)***
Trabajo doméstico	0.086	(9.36)***	-0.007	(-0.63)
Nº ocupados en el hogar	0.068	(3.04)***	0.314	(14.74)***
Cabeza de familia	0.711	(14.75)***	1.028	(13.97)***

Nota: Estadísticos t entre paréntesis. P-value: *** (1%), ** (5%), * (10%).