

LA PENALIZACIÓN SALARIAL POR MATERNIDAD EN ESPAÑA

José Alberto Molina
(Universidad de Zaragoza)

Víctor Manuel Montuenga
(Universidad de La Rioja)

En este artículo analizamos la penalización salarial por maternidad en España. En concreto, evaluamos los efectos sobre los salarios de las madres trabajadoras de una serie de características socio-económicas observables y no observables. Con este fin, utilizamos la información estadística que proporciona el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE, 1994-2001) para realizar una primera estimación con los datos agregados, tras la cual realizamos una segunda estimación de efectos fijos. Los resultados empíricos nos confirman una clara evidencia de penalización salarial para las trabajadoras españolas con niños. En concreto, al controlar por las variables relacionadas con el capital humano y el puesto de trabajo, tener un niño significa una pérdida salarial del 6%, mientras que ésta se eleva al 14% si se tienen dos.

Palabras clave: Penalización salarial, maternidad, estimación de efectos fijos, España.

JEL: J31, J13, C23

Dirección: José Alberto Molina. Departamento de Análisis Económico. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Gran Vía 2. 50005 Zaragoza. España. Tel.: 34 976 761818. Fax: 34 997 761996. E-mail: jamolina@unizar.es

1. Introducción

Los últimos años han sido testigo en España de profundos cambios socio-laborales que han incluido, entre otros, el aumento en el nivel educativo de las mujeres, con el consiguiente incremento en su tasa de participación laboral, al mismo tiempo que una caída en las tasas de fecundidad. Así, por ejemplo, el número de mujeres matriculadas en las universidades españolas ha pasado de 313.870 en el año 1980 (47% respecto al total), a 540.949 en el año 1990 (un 50% respecto al total) y a 781.236 en el año 2001 (casi un 54% respecto al total). Por otro lado, la EPA revela que la tasa de participación laboral femenina ha pasado de un 38,5% en el año 1996 a más de un 45% en el 2004, mientras que la masculina ha crecido sólo 3 puntos porcentuales en los ocho años. Además, los datos del INE (Indicadores Demográficos Básicos) indican que el número de hijos por mujer ha caído de 2,80 en 1975 a 1,36 en 1990, alcanzando un valor mínimo de 1,16 en 1998, a partir del cual se ha observado un ligero repunte hasta 1,3 hijos en el año 2002. Adicionalmente, la edad media a la que una mujer tiene su primer hijo ha ido aumentando, pasando de los 25 años en los 70 y 80 hasta los 29 años en el 2000, alcanzando la edad de 29,2 años en la actualidad.

Sin embargo, a pesar de estos cambios, no está claro que las tradicionales diferencias salariales entre hombres y mujeres se hayan ido reduciendo. De hecho, los datos del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) correspondientes al año 2001 muestran en el Cuadro 1 que las ganancias de las mujeres representan un 77% con respecto a las de los hombres, aunque cuando nos centramos en los salarios por hora, purgando así el hecho de que las mujeres trabajen, en media, menos horas que los hombres, la brecha salarial se reduce al 10%. También constatamos que esta brecha salarial por género se mantiene independientemente de que la mujer trabaje en el sector privado o público, o tenga contrato temporal o fijo. Sin embargo, un dato adicional relevante es que las solteras reciben un salario ligeramente mayor que los solteros.

(Cuadro 1)

Uno de los factores determinantes de esta diferencia salarial por género se puede atribuir a la denominada penalización salarial por maternidad, es decir, al salario que específicamente las madres dejan de percibir al compararlas con las trabajadoras que no tienen hijos. Dicha penalización salarial se puede explicar a partir de los efectos derivados de la interrupción laboral por el nacimiento de los hijos y las consiguientes

responsabilidades que asumen las mujeres en su período de crecimiento. Recientemente, varios artículos han mostrado la existencia de esta penalización por maternidad en distintos países (Korenman y Neumark, 1992, Neumark y Korenman, 1994, Waldfogel, 1997, 1998b, Lundberg y Rose, 2000, Budig y England, 2001, Anderson et al., 2002, 2003, en los Estados Unidos; Waldfogel, 1995, 1998a, Joshi et al., 1999, en el Reino Unido; Phipps et al. 2001, en Canadá; y Kunze y Ejrnæs, 2004, en Alemania); aunque en otras economías, fundamentalmente las del norte de Europa, los estudios no han encontrado esta evidencia (Albrecht et al., 1999, en Suecia; Rosholm y Smith, 1996; Nielsen et al., 2001; y Datta-Gupta and Smith, 2002, en Dinamarca).

En el caso español, los citados datos del PHOGUE que aparecen en el Cuadro 1 nos permiten obtener una primera evidencia descriptiva según la cual parece que son las madres las que obtienen unas ganancias y unos salarios por hora superiores con respecto a las que no lo son. Centrándonos en los salarios, la brecha salarial con respecto a los hombres es del 5,6% para las madres, mientras que asciende al 10,8% para las mujeres sin hijos, aunque esta impresión global no se confirma en todos los casos cuando desagregamos el colectivo total, p.ej. en el caso de las mujeres a tiempo completo o cuando trabajan con un contrato temporal.

Esta evidencia no determinante invita a realizar un profundo y riguroso análisis de regresión para evaluar detalladamente los efectos sobre los salarios de las madres trabajadoras de, además de las variables observadas, de otras características individuales no observadas. En este contexto, nuestro trabajo ofrece la primera evidencia empírica de esta penalización salarial por maternidad para las mujeres españolas. Para ello, utilizamos la información estadística que proporcionan las ocho olas del PHOGUE (1994-2001) para estimar una ecuación de salarios. En primer lugar, realizamos una estimación agregada y, posteriormente, aprovechamos las ventajas que proporciona la el panel para realizar una estimación de efectos fijos.

Antes de continuar con el trabajo, nos parece importante especificar brevemente las políticas sociales españolas respecto a la maternidad. Concretamente, los derechos reconocidos por maternidad y cuidado de hijos en España están fundamentalmente regulados por los artículos 46 y 48 del Estatuto de los Trabajadores. En concreto, el permiso por maternidad da derecho a un periodo de 16 semanas de tiempo libre de trabajo, inmediatamente antes o después del nacimiento, que es íntegramente retribuido por la Seguridad Social en una cuantía del 100% del salario previo. Tras el disfrute de

esta baja, la trabajadora puede incorporarse al mismo puesto de trabajo, manteniendo su antigüedad. Este periodo de baja puede ser compartido con el padre, aunque con ciertas restricciones: las seis primeras semanas son de disfrute exclusivo por parte de la madre y el resto puede repartirse, pero no simultáneamente, salvo en el caso de adopción internacional, siempre y cuando la madre renuncie expresamente a parte del periodo de permiso. Adicionalmente, existe la posibilidad de que la madre o el padre disfruten de una baja opcional por el cuidado de hijos disponible justo después de la baja por maternidad hasta un máximo de 36 meses, es decir, hasta que el niño cumpla los tres años. Aunque no resulta remunerada, en esta baja opcional sí se reserva el mismo puesto de trabajo durante el primer año y dentro del mismo grupo profesional pasado ese primer año. También existe un permiso por paternidad que concede al padre dos días libres (más otros dos en caso de que el padre haya de desplazarse). Comparando con otros países, el periodo de disfrute del permiso por maternidad en España se sitúa en la media europea, aunque el porcentaje de percepción es de los más elevados. Por su parte, en otros países europeos el permiso por el cuidado de hijos suele estar remunerado, aunque dura mucho menos (para un estudio comparado entre los países de la OCDE, ver Vallés y Zárate, 2004).

El resto del trabajo está organizado de la siguiente forma. La Sección 2 está dedicada a revisar brevemente la literatura sobre penalización por maternidad. En la Sección 3 se describen los datos, así como la especificación y estimación del modelo estocástico. Los resultados empíricos aparecen en la Sección 4 y, por último, la Sección 5 finaliza el trabajo con un resumen de las conclusiones más relevantes.

2. Revisión de la literatura

En esta sección realizamos una revisión de la literatura sobre la penalización salarial por maternidad desde una doble perspectiva. En primer lugar, recogemos brevemente la evidencia empírica encontrada en los trabajos más destacados realizados hasta el momento y, en segundo lugar, describimos las diferentes explicaciones a este fenómeno que la literatura ha ido poniendo de manifiesto.

Respecto a la evidencia empírica, hemos constatado que los trabajos que ha analizado la penalización salarial por maternidad tienen su origen en algunos estudios que han constatado la existencia de diferencias salariales entre mujeres casadas y solteras

(Becker, 1985). A partir de este trabajo inicial, el primer análisis rigurosamente econométrico de la penalización salarial se debe a Korenman and Neumark (1992), quienes, utilizando datos de Estados Unidos, no encuentran, con carácter general, efectos significativos de tener un primer hijo sobre el salario, aunque sí como consecuencia del segundo hijo. Seguidamente, Waldfogel (1998), también en Estados Unidos, sí encuentra un efecto salarial del primer hijo, siendo también mayor el efecto del segundo hijo. Por su parte, Budig and England (2001) y Anderson (2002) no encuentran evidencia en Estados Unidos de que la penalización salarial se deba a un menor esfuerzo laboral como consecuencia de la maternidad. Finalmente, Todd (2001) y Harkness and Waldfogel (2003) presentan evidencia internacional mostrando, con carácter general, penalizaciones salariales significativas en los países industrializados anglosajones, siendo éstas mucho menos en los países nórdicos. En concreto, sus conclusiones globales indican que Reino Unido y Australia son los países que muestran mayores salarios perdidos por las madres, con unos valores medios superiores al 10% para las mujeres que tienen dos o más hijos. En Alemania, la penalización es ligeramente menor, en torno al 8-9%, siendo inferior al 5% en Holanda y casi imperceptible en Suecia o Finlandia.

Sobre la base de esta evidencia empírica, podemos confirmar la existencia de tres regímenes distintos en cuanto a las diferencias salariales en los países desarrollados: el modelo anglosajón (que incluiría a los EE.UU., el Reino Unido, Canadá o Australia); el modelo europeo continental (Francia, Alemania, Holanda) y el modelo europeo nórdico (Finlandia, Suecia, Dinamarca y Noruega). Los rasgos característicos en estos países son los siguientes. Los países anglosajones se caracterizan por unas mayores diferencias salariales entre hombres y mujeres, con pocas ayudas para las madres. Así, sólo en los últimos años se han generalizado las bajas por maternidad, siendo éstas aún muy reducidas, mientras que las ayudas al cuidado de niños son prácticamente inexistentes. En los países nórdicos, por el contrario, la paridad salarial entre sexos es patente, con unas extendidas ayudas a las madres tanto en cobertura de la baja maternal como en ayudas al cuidado de los niños. Los países continentales se sitúan en una posición intermedia con una tendencia creciente hacia la igualdad salarial, con amplias compensaciones a las madres trabajadoras, pero con pocas ayudas al cuidado de los niños.¹

¹Un ejercicio comparativo entre los países de la OCDE aparece en Zárate y Vallés (2004).

Tras resumir brevemente la evidencia empírica disponible, a continuación describimos las explicaciones específicas sobre penalización salarial por maternidad que la literatura ha identificado.

En primer lugar, la maternidad origina una pérdida o atrofia de las habilidades individuales, así como la depreciación de la experiencia, lo cual provoca una reducción de la productividad (Mincer and Polachek, 1974; Stratton 1995; Ruhm 1998; Waldfogel, 1998a).

En segundo lugar, las mujeres muestran una preferencia por puestos de trabajo que permitan compaginar los horarios en casa con los laborales a cambio de un menor salario. Al mismo tiempo, las empresas tienden a asignar a las mujeres puestos en los que el entrenamiento en el trabajo sea menor, ya que prevén que éstas pasarán algunos periodos fuera del trabajo (Becker, 1991).

Una tercera causa importante es que el desgaste y cansancio de la mujer que cuida a los niños en casa implica un menor esfuerzo dedicado a la actividad laboral. Este mayor esfuerzo dedicado a la producción en casa decrece cuanto mayor sea el niño y crece cuanto mayor sea el nivel de educación requerido en el trabajo tras interpretar que éstos serán más esforzados (Becker, 1985).

Otras causas relacionadas con la penalización salarial por maternidad son la general discriminación salarial hacia a las mujeres y también la denominada discriminación estadística. Según ésta última, se cree que todas las mujeres van a interrumpir su carrera laboral en algún momento del tiempo, aunque posteriormente no tengan hijos, por lo que se les tiende a colocar en trabajos con menor requerimiento de capital humano y necesidades de entrenamiento que, consiguientemente, llevan consigo menores salarios (Gronau, 1988; Budig and England, 2001).

Asimismo, también se incluyen algunas características inobservadas de las mujeres como la heterogeneidad o la fertilidad endógena. De acuerdo a la primera, las mujeres que desean desarrollar una carrera profesional tienden a mostrar correlaciones más acusadas, tanto las positivas con el salario como las negativas con la maternidad, que aquellas otras que no desean desarrollar dicha carrera. En segundo lugar, la fertilidad endógena implica que a las mujeres menos productivas les cuesta menos tener un niño (Budig and England, 2001).

Una explicación adicional, de carácter más tradicional, reside en que las mujeres subordinan sus carreras profesionales a las de sus maridos, aceptando trabajos con salarios más bajos si los comparamos con los de los hombres (Frank, 1978; Anderson et al., 2003).

3. Datos y método de estimación

3.1. Datos

Los datos utilizados en este trabajo provienen del panel que forman las ocho olas del PHOGUE correspondientes a los años 1994 a 2001. Dado el objetivo del artículo, se han seleccionado mujeres, entre 24 y 45 años con un trabajo retribuido, tanto asalariadas como autoempleadas, tras haber desechado las que son aprendices o realizan trabajos en empresas de la familia. Se han descartado las menores de 24 para evitar interferencias entre el nivel educativo y el hecho de trabajar, y las mayores de 45 para evitar a aquellas mujeres que informan de que no hay ningún hijo menor en el hogar. Para cada una de las olas se dispone de una media de 1.400 observaciones muestrales, mientras que cada trabajadora se observa, en promedio, más de 3 veces.

El Cuadro 2 muestra las definiciones, así como las medias y desviaciones típicas de las variables utilizadas en el estudio correspondientes al último periodo de la muestra, 2001, distinguiendo entre madres y no madres. La variable dependiente de la ecuación salarial, *Salario*, viene expresada por el logaritmo del salario real por hora.² Respecto a las variables explicativas, incluimos la tenencia de niños por parte de la trabajadora, así como varias características socio-demográficas y algunas otras económicas. Para recoger el hecho de tener niños consideramos dos posibles medidas. La primera, *Nacimiento*, recoge si ha habido un nacimiento en el hogar durante el año en curso. La segunda, *NúmeroNiños*, es un conjunto de variables cualitativas que indican si la mujer no tiene hijos, si tiene uno, dos o tres o más. La razón de elegir estas dos medidas radica en que el periodo temporal disponible en la base estadística sólo cubre ocho años y, por tanto, podría haber mujeres en la muestra con hijos, pero que no hayan tenido un hijo durante el periodo analizado, por lo que el efecto de tener hijos sobre los salarios podría

² Dado que la existencia de hijos en el hogar puede afectar al número de horas trabajadas por la mujer, pensamos que es más recomendable presentar la variable que recoge la retribución en términos de salarios por hora que en ganancias anuales.

haberse ejercido hace tiempo y no se recogería en las estimaciones con la variable de *Nacimiento*.

Adicionalmente, también consideramos un amplio conjunto de variables explicativas con una triple justificación. En primer lugar, aumentar la fiabilidad y robustez de las estimaciones obtenidas. En segundo lugar, poder contrastar, o al menos proporcionar determinado soporte empírico, para valorar las diferentes teorías que persiguen explicar la existencia de un salario menor para las trabajadoras que son madres. En tercer lugar, al no controlar por el posible sesgo de selección de las mujeres en cuanto a la participación en el mercado de trabajo, un extenso conjunto de variables relacionadas con dicha participación y que, a su vez, determinan el salario, puede ayudar a reducir la influencia de tal sesgo de selección.³ En particular, respecto a las variables socio-demográficas, se consideran algunas estrictamente individuales (*Edad, EstadoCivil*), otras relacionadas con el capital humano (*Educación, Experiencia, Antigüedad, Sobreeducación*), otras relacionadas con las labores en el hogar (*CuidadoNiños, CuidadoMayores*), así como otros factores espaciales o temporales (*Región, Ciclo*).⁴ Finalmente, respecto a las variables de carácter económico, incluimos los recursos disponibles por la familia (*RentaNoSalarial, RentaFamiliar, TamañoHogar*), así como otras vinculadas al puesto de trabajo de la mujer (*Ocupación, TiempoParcial, TamañoEmpresa, TipoContrato, Actividad, Sector, Autoempleo*).

(Cuadro 2)

Comenzando con la dependiente, dicho Cuadro 2 revela que, como habíamos adelantado previamente, el salario medio de las madres es ligeramente superior con respecto a las mujeres que no han tenido hijos. Respecto a las explicativas, constatamos que el 5,5% de las mujeres muestrales han tenido un hijo durante el año en curso. El 26% han tenido un hijo, 14% dos, y sólo un 2% tienen tres o más, es decir, casi el 60% de las trabajadoras no tienen niños en la muestra. El 65% de las trabajadoras viven en pareja. En cuanto al nivel educativo, el 28% tienen un nivel primario, 21% secundario y 51% universitario. Las mujeres muestrales tienen 13 años de experiencia. El 19% trabajan a tiempo parcial, el 73% trabajan en el sector privado, el 72% con contrato fijo

³ La corrección del sesgo de selección en un marco de datos de panel está sometida a cierto debate en la actualidad. Pese a que existen propuestas interesantes, Kyriazidou (1997), Wooldridge (2002) la unanimidad no existe en cuanto al procedimiento más adecuado para su aplicación (ver Dustman y Rochina-Barrachina, 2000, Jensen et al., 2002).

⁴ Las variables de edad y experiencia se introducen también en segunda potencia para tener en cuenta los posibles rendimientos decrecientes en el tiempo.

y sólo un 9% son autoempleadas. El 60% de las trabajadoras dice estar en puestos de trabajo con un requerimiento menor de educación con respecto al que tienen, siente este porcentaje del 57% para las madres y del 61% para las que no lo son. El número medio de hora de cuidados de niños es de 14,2 horas semanales, mientras que el de cuidado de otros adultos es inferior a la hora por semana.

3.2. Método de estimación

Partiendo del modelo clásico del capital humano (Becker, 1964; Mincer, 1974), la ecuación salarial para la mujer adopta la siguiente forma:

$$\ln w_{it} = \mu + \beta z_{it} + a_i + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad [1]$$

donde el vector de parámetros \mathbf{b} corresponde al conjunto de variables explicativas z_{it} , \mathbf{m} y \mathbf{a}_i son términos constantes, con el primero representando la población media y el segundo la desviación individual con respecto a esta media y, finalmente, u_{it} representa los términos de error que se suponen independientes, con media nula y varianza constante.

Tras una estimación inicial de la ecuación de regresión [1] de forma agrupada (pool) por MCO, se hace uso de la estructura de panel de la información disponible para llevar a cabo un segundo conjunto de regresiones utilizando un estimador de efectos fijos. La elección de este método de estimación en particular se debe a que las variables relevantes cuyos coeficientes deseamos estimar de forma consistente son los correspondientes al número de hijos que tiene la trabajadora. Puesto que el hecho de tener hijos, así como su número, puede estar correlacionado con características individuales inobservadas de la trabajadora (preferencias por una carrera profesional, deseos de ser madre, etc.) debemos considerar un estimador de efectos fijos, el cual da lugar a estimaciones consistentes incluso bajo la hipótesis de correlación entre los efectos individuales y los regresores.

En ambas estimaciones, agregada y panel, planteamos un proceso secuencial, en cascada, introduciendo progresivamente nuevas variables como explicativas. Comenzamos considerando únicamente, aparte de las variables relacionadas con la tenencia de niños, una serie de efectos fijos temporales y regionales, además del estado civil de la trabajadora. En una segunda etapa de la estimación se añaden, como

regresores adicionales, el conjunto de variables relacionadas con el capital humano (*Educación, Experiencia, Antigüedad, Sobreeducación y Edad*). En una tercera fase se incluyen, además, los regresores que informan acerca de características laborales del puesto de trabajo de la encuestada (*Ocupación, Actividad, TamañoEmpresa, TiempoParcial, TipoContrato, Sector, Autoempleo*). Por último, completamos el conjunto de regresores considerando la serie de variables que pretenden recoger características relacionadas con los recursos, monetarios y humanos, del hogar de la trabajadora (*CuidadoNiños, CuidadoMayores, TamañoHogar, RentaNoSalarial, OtrasRentas*).

4. Resultados empíricos

Los resultados relativos a las variables de especial interés en este trabajo, *NúmeroNiños* y *Nacimiento*, cuando estimamos de forma agrupada están recogidos en el Cuadro 3, mientras que en el Cuadro A del Apéndice aparecen los resultados del resto de variables independientes.⁵ No obstante, en dicho Cuadro 3 se especifica el conjunto de independientes utilizado en cada estimación, así como la bondad del ajuste.

(Cuadro 3)

En esta primera estimación se obtiene evidencia significativa de penalización salarial cuando se incluyen controles relacionados con el puesto de trabajo y los recursos (ver la columna 3), cuantificándose dicha penalización en el 3% para dos hijos. Si se utiliza la variable *Nacimiento*, la penalización salarial es superior, 6%.

Adicionalmente, respecto al resto de variables independientes constatamos en esta estimación agregada que los efectos fijos regionales y la variable de estado civil no son significativos. Existen primas salariales por un mayor nivel educativo y rendimientos, en un primer momento crecientes y después decrecientes, tanto de la edad como de la experiencia. La antigüedad es retribuida de forma creciente, mientras que el hecho de estar sobreeducado no es una variable influyente. Tanto la ocupación como el sector de actividad y el tamaño de la empresa donde se trabaja son variables significativas a la

⁵ Respecto a estas variables de tenencia de hijos, también se ha considerado el número de hijos en el hogar menores de 14 años, aunque no se presentan los resultados dado no cambian sustancialmente con respecto a los obtenidos utilizando los dos indicadores iniciales. Adicionalmente, se ha probado a introducir las dos medidas originales de forma simultánea para, de esta forma, tratar de controlar la influencia de tener niños justo en el periodo considerado. El efecto conjunto de ambas medidas es similar al obtenido en las Tablas 3 y 4.

hora de determinar el salario por hora de la trabajadora, al igual que el tipo de contrato (fijo o temporal, a tiempo completo o parcial) y el sector (público o privado) donde se lleva a cabo la tarea. En cuanto a las variables recursos, únicamente una mayor renta no salarial tiene un efecto negativo en el nivel salarial, mientras que el resto de variables resultan no significativas.

Como es bien sabido, estos resultados obtenidos han de ser tratados con cautela porque no estamos incluyendo un factor relevante en los salarios de las mujeres trabajadoras y en el hecho de tener niños: la existencia de características inobservadas que pueden influir de forma acusada en los niveles salariales. En éste sentido, la disponibilidad del PHOGUE resulta de gran utilidad dado que nos permite controlar la influencia de estas variables.

En la base estadística disponible no hay forma de saber si la mujer trabajadora que ha dado a luz ha disfrutado de permiso maternal o no, ni de cuanto tiempo ha dispuesto o si la ha prolongado o no con el permiso de cuidado de niños. Dada la legislación existente en España (periodo de 16 semanas de ausencia en el trabajo retribuido al 100% del salario anterior), lo habitual es que las madres trabajadoras agoten el permiso maternal, especialmente si éstas trabajan en el sector público o tienen contrato fijo.⁶

Los resultados de la estimación panel de efectos fijos recogidos en el Cuadro 4 muestran un patrón de conducta con una mayor evidencia a favor de la existencia de penalización salarial. Comparando directamente los Cuadros 3 y 4 observamos que el coeficiente estimado de la variable de niños siempre es más negativo y más significativo cuando se estima con datos de panel. Dado que los estadísticos LM rechazan la hipótesis de que todos los efectos individuales son iguales, lo cual está indicando que existe un acusada heterogeneidad individual, esta evidencia empírica de efectos fijos nos está indicando que efectivamente existe penalización salarial en España a las trabajadoras que tienen niños. Una valoración general señalaría que esta penalización salarial que padecen las madres trabajadoras se ve enmascarada en los datos “brutos” por la existencia de unas características de las madres, unas observadas y otras no, que hacen que al final perciban éstas un mayor salario que las no madres. Es decir, al controlar por las características inobservadas de las mujeres detectamos que las madres

⁶ Podría ser diferente en el caso de las autoempleadas o de las que trabajan con un contrato temporal, pero no se dispone de datos que permitan contrastar esta intuición.

tienden a cobrar menos que las que no lo son. En este sentido, dichas características inobservadas (habilidad, deseos de trabajar, esfuerzo y ansia en el desempeño de las tareas, etc.) son retribuidas más en las madres, lo que hace que al final éstas obtengan salarios mayores.⁷

(Cuadro 4)

Cuando se compara ahora, dentro del Cuadro 4, columna a columna, se observa que en la especificación más sencilla sólo se encuentra signos de penalización salarial cuando se tienen tres niños o más (aunque el hecho de tener un nacimiento en el hogar acarrea una pérdida salarial del 8%). Al controlar por las variables relacionadas con el capital humano, la penalización se extiende a cualquier número de hijos y ésta se hace más evidente cuando se incluyen también las variables referentes al puesto de trabajo. Así, tener un niño significa una pérdida salarial del 6%, tener 2, casi el 14% y tener 3 o más, más de un 15%. Por otro lado, el hecho de que en la familia se produzca un nacimiento implica que la mujer pierde un 9% de su salario, respecto a si no tuviera un hijo. Estos resultados nos muestran que son algunas características de las madres, su nivel de acumulación de capital humano y las cualidades de su puesto de trabajo, las que les permiten obtener finalmente unos mayores salarios y así enmascarar el castigo salarial que sufren. En otras palabras, sobre la base de dos mujeres con los mismos atributos educativos y laborales, de los aquí analizados, siendo una madre y otra no, la primera obtendría un salario menor. No obstante, y al igual que en el caso de la estimación agrupada, al introducir las variables relacionadas con los recursos existentes en el hogar, esta penalización salarial se reduce considerablemente (ver columnas 4 y 8). Esto puede estar indicando que el entorno familiar ayuda a que la pérdida salarial por tener un hijo se vea, en gran medida, compensada. En particular, la relevancia de la variable *RentaNoSalarial* nos puede hacer pensar que la disposición de fuentes de ingresos alternativos a la renta salarial está relacionado con un menor salario por hora.

⁷ Alternativamente, se puede pensar en términos de causalidad inversa, en el sentido de que son las mujeres que más dinero ganan las que se deciden a tener niños. Es decir, existiría una doble causación entre salarios y tener niños. En este caso, lo aconsejable sería estimar con variables instrumentales para las relacionadas con el hecho de tener niños. No obstante, esto es arduo de realizar dada la dificultad de encontrar instrumentos adecuados para estas variables. Al no tener en cuenta la posible endogeneidad de la variable de niños, los efectos fijos individuales pueden estar recogiendo la correlación existente entre la perturbación y los regresores poniendo de manifiesto, por tanto, la relevancia de esta relación causal inversa.

5. Resumen y conclusiones

Este trabajo ha estimado los determinantes de la penalización salarial por maternidad de las mujeres en España. Con este fin, hemos estimado una ecuación de salarios de forma agregada y, posteriormente, aprovechamos las ventajas que proporciona las ocho olas del PHOGUE (1994-2001) para realizar una estimación de efectos fijos.

Los resultados empíricos de la estimación panel revelan que efectivamente existe penalización salarial en España a las trabajadoras que tienen niños, de tal forma que, al controlar por las características inobservadas de las mujeres, las madres tienden a cobrar menos que las que no lo son. En concreto, al controlar por las variables relacionadas con el capital humano y el puesto de trabajo, tener un niño significa una pérdida salarial del 6%, tener 2, casi el 14% y tener 3 o más, más de un 15%. Por otro lado, el hecho de que en la familia se produzca un nacimiento implica que la mujer pierde un 9% de su salario, respecto a si no tuviera un hijo.

Considerando que, a nuestro entender, éste es el primero de los estudios para España que trata de medir la penalización salarial por maternidad, adoptamos en este momento de la investigación una estrategia sencilla que, por un lado, permite realizar comparaciones con la mayoría de los trabajos internacionales previos relacionados con este tema y, por otro lado, representa un punto de partida y referencia para futuras investigaciones enfocadas a analizar determinadas características o deficiencias del presente enfoque.

Sobre la base de esta situación, planteamos una serie de extensiones que deberían abordar tratamientos específicos y adecuados de cuestiones tales como la endogeneidad, simultaneidad y selección muestral. En concreto, debemos ser conscientes de que al considerar únicamente a las mujeres trabajadoras se están excluyendo a las que no lo hacen y, por tanto, se está generando un sesgo de selección. Este sesgo puede ser considerable en el caso español donde se observa que la tasa de participación femenina es claramente inferior a la de otros países de la UE y en el que se produce un gran porcentaje de transiciones de la situación de empleada a otras de no empleo (paro o inactividad) una vez que se ha producido el nacimiento (ver Gutierrez-Domenech, 2005). En segundo lugar, tal y como hemos planteado la ecuación de regresión, el hecho de tener hijos es considerado como algo exógeno al modelo, cuando, en realidad, en la mayoría de los casos, es algo planeado y, por lo tanto, endógeno. Por último, existe el

problema de simultaneidad que se deriva de que, en la mayoría de las familias, existen dos cónyuges que toman decisiones en cuanto a trabajar fuera del hogar, ocio y trabajo doméstico, incluyendo en esta última la “producción de hijos”, para cada uno de ellos.

References

Albrecht, J.W. P-A. Edin, M. Sundstrom, S. B. Broman (1999): “Career interruptions and subsequent earnings: a re-examination using Swedish data”, *Journal of Human Resources* 34, pp. 294-311.

Anderson, D.J., M. Binder and K. Krause (2002): “The motherhood wage penalty: which mother pay it and why”, *American Economic Review* 92, pp. 354-58.

Anderson, D.J., M. Binder and K. Krause (2003): “The motherhood wage penalty revisited: experience, heterogeneity, work effort and work-schedule flexibility”, *Industrial and Labour Relations Review* 56, pp. 73-94.

Becker, G. (1985): “Human capital effort, and the sexual division of labor”, *Journal of Labor Economics* 3, S33-S58.

Budig, M.J. and P. England (2001): “The wage penalty for motherhood”, *American Sociological Review* 66, pp. 204-225.

Datta-Gupta, N. and N. Smith (2002): “Children and career interruptions: the family gap in Denmark”, *Economica* 69, pp. 609-629.

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* 19 (3), pp. 395-414.

Dustmann, Christian, and Rochina-Barrachina, María E. "Panel Data Sample Selection Models: An Application to Labour Supply and Wages." Discussion Paper no. 162, Institute for the Study of Labor, 2000.

Even, W y D. Macpherson (2001) “Children’s Effects on Women’s Labor Market Attachment and Earnings”, in S. Houseman y A. Nakamura (eds.) *Working Time in Comparative Perspective, Volume 2: Life-Cycle Working Time and Nonstandard Work*. W.E. Upjohn Institute for Employment Research.

- Harkness, S. and J. Waldfogel (2003): "The family gap in pay: evidence from seven industrialized countries", *Journal of Labor Research*, forthcoming
- Hernandez, P. J. (1995): Análisis Empírico de la Discriminación Salarial de la Mujer en España", *Investigaciones Económicas* 19, pp. 195-215.
- Jensen, Peter; Rosholm, Michael; and Verner, Mette. "A Comparison of Different Estimators for Panel Data Sample Selection Models." Working Paper Series no. 2002-01, University of Aarhus, Department of Economics, 2002.
- Joshi, H., P. Paci and J. Waldfogel (1999): "The wages of motherhood: better or worse?" *Cambridge Journal of Economics* 23, 543-564.
- Korenman, S. and D. Neumark (1992): "Marriage, motherhood, and wages", *Journal of Human Resources* 27, 233-255.
- Kunze, A. and M. Ejrnaes (2004): "Wage dips and drops around first birth", IZA DP No. 1011.
- Kyriazidou, Ekaterini. "Estimation of a Panel Data Sample Selection Model." *Econometrica* 65 (November 1997): 1335-64.
- Lundberg, S. and E. Rose (2000): "Parenthood and the earnings of married men and women", *Labour Economics* 7, pp. 689-710.
- Neumark, D. and S. Korenman (1994): "
- Nielsen, H.S. M. Simonsen and M. Verner (2004): "Does the gap in family-friendly policies drive the family gap", *Scandinavian Journal of Economics*, 106(4), pp. 721-44.
- Phipps, S., Burton, P. and Latheridge (2001): "", *Canadian Journal of Economics* 34, 411-29.
- Rosholm, and Smith, N. (1996). *Oxford Economic Papers* 48, 254-79.
- Ruhm, C. (1998): "The economic consequences of parental leave mandates: lessons from Europe", *Quarterly Journal of Economics* 113, pp. 285-317.
- Sigle-Rushton, W. y Waldfogel, J. (2004). "Motherhood and Women's Earnings in Anglo-American, Continental European, and Nordic Countries", Paper presented at the meetings of European Society for Population Economics, Bergen, Norway.
- Stratton, (1995)

Todd, E. (2001): “Educational attainment and family gaps in women’s wages: evidence from five industrialized countries” LIS N°. WP 246.

Vallés y Zárate, A. (2004):, Cuadernos Aragoneses de Economía.

Waldfogel, J. (1997): “The effects of children on women’s wages” *American Sociological Review* 62, 209-217.

Waldfogel, J. (1998a): “The family gap for young women in the United States and Britain: can maternity leave make a difference?” *Journal of Labor Economics* 16, pp. 505-545.

Waldfogel, J. (1998b): “Understanding the family gap in pay for women with children” *Journal of Economic Perspectives* 12, pp. 137-156.

Wetzels, C. (2002): “A review on motherhood and wages”, in State of the Art Report to the European Commission, The Rationale of Motherhood Choices: Influence of Employment Conditions and of Public Policies, September.

Wooldridge, J. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

Cuadro 1. Ganancias y salarios de las mujeres como porcentaje de los de los hombres para diferentes categorías (PHOGUE-2001)

Ganancias	Total	Tiempo completo	Sector privado	Sector público	Contrato fijo	Contrato temporal	Asalariada	Casada	Soltera
Todas mujeres	77,0	85,4	75,6	91,3	84,7	83,9	84,5	71,6	98,8
Mujeres con hijos	77,3	82,0	71,4	95,1	86,1	70,6	84,9	73,4	77,6
Mujeres sin hijos	76,8	79,5	78,4	87,6	83,5	90,6	84,3	70,0	102,0
Salarios	Total	Tiempo completo	Sector privado	Sector público	Contrato fijo	Contrato temporal	Asalariada	Casada	Soltera
Todas mujeres	90,8	93,2	88,3	96,9	94,4	88,1	92,7	87,8	103,0
Mujeres con hijos	94,4	91,9	88,0	100,1	97,8	82,6	95,7	92,3	91,3
Mujeres sin hijos	89,2	95,3	88,5	94,0	91,7	93,4	90,5	84,3	105,1

Notas: 2.775 hombres y 1.396 mujeres de las cuales 959 no tienen niños y 437 sí.

Cuadro 2
Definición de las variables y características muestrales (PHOGUE-2001)

Variable	Definición	Mujeres	Madres	No madres
Salario	Log del salario por hora deflactado por el IPC	5,146 (0,540)	5,172 (0,544)	5,127 (0,538)
Nacimiento	Variable cualitativa que indica si habido algún nacimiento en el hogar durante el año en curso.	0,055 (0,23)	0,132 (0,34)	---
NúmeroNiños	Expresa el número de hijos en el hogar Niño0: No hay ninguno. Es la categoría de referencia Niño1: Hay uno	0,262 (0,44)	0,623 (0,48)	---
	Niño2: Hay dos	0,139 (0,35)	0,332 (0,47)	---
	Niños3: Hay más de tres	0,018 (0,13)	0,044 (0,20)	---
Niño14	Expresa el número de personas de menores de 14 años que hay en el hogar	0,596 (0,79)	1,421 (0,58)	---
Edad	Edad de la mujer	33,95 (5,92)	35,60 (5,08)	32,76 (6,20)
EstadoCivil	Toma el valor 1 si la mujer vive en pareja y 0 en otro caso	0,65 (0,48)	0,87 (0,33)	0,42 (0,49)
Educación	Expresa el nivel más alto de estudios completado. Hay tres niveles Educ1: nivel primario (educación básica o inferior). Es la categoría de referencia Educ2: nivel secundario (Bachillerato o Formación Profesional) Educ3: nivel más alto correspondiente al universitario	0,28 (0,45) 0,21 (0,41) 0,51 (0,50)	0,33 (0,47) 0,19 (0,39) 0,47 (0,50)	0,24 (0,43) 0,22 (0,42) 0,54 (0,50)
Experiencia	Se calcula como diferencia entre la edad actual y la edad en que la trabajadora comenzó su vida laboral de forma permanente.	13,07 (8,06)	15,27 (7,38)	11,48 (8,16)
Antigüedad	Se calcula como el número de años transcurridos desde que la encuestada comenzó a trabajar con el empleador actual o negocio actual. Se consideran 4 niveles de antigüedad: la categoría de referencia, tenure1, es sin experiencia; tenure2, indica que tiene menos de 3 años de experiencia; tenure3, es una experiencia entre 3 y 10 años; y, tenure4, una experiencia superior a 10 años.	5,48 (6,17)	6,41 (6,32)	4,81 (5,98)
Sobreeducación	Variable cualitativa que toma valor 1 si la trabajadora considera que sus conocimientos le permitirían realizar un trabajo más cualificado	0,62 (0,48)	0,57 (0,50)	0,66 (0,47)
Region	Efectos fijos para cada una de las 7 regiones de la clasificación NUTS 1			
Ciclo	Efectos fijos temporales para cada una de las olas del panel.			
Horas	Número de horas semanales de trabajo	39,01 (9,10)	37,74 (9,04)	39,94 (9,03)
TiempoParcial	Variable cualitativa que toma el valor 1 si la trabajadora no está a tiempo completo (es decir, si trabaja menos de 30 horas a la semana).	0,09 (0,29)	0,13 (0,34)	0,07 (0,25)
Sector	Variable cualitativa que toma el valor 1 si la mujer trabaja en el sector privado y 0 en el público.	0,73 (0,44)	0,68 (0,47)	0,76 (0,42)
Autoempleo	Variable cualitativa que toma el valor 1 si la trabajadora es autoempleada.	0,09 (0,29)	0,09 (0,29)	0,09 (0,29)
Ocupación	Hay nueve categorías de ocupación de acuerdo con la Clasificación Nacional de Ocupaciones a un dígito. Ocup1. Dirección de las empresas y de la administración pública. Es la categoría de referencia Ocup2. Técnicos y profesionales científicos e intelectuales Ocup3. Técnicos y profesionales de apoyo	0,05 (0,21) 0,20 (0,40) 0,09 (0,29)	0,06 (0,24) 0,21 (0,40) 0,07 (0,26)	0,04 (0,19) 0,19 (0,40) 0,11 (0,39)

	Ocup4. Empleados de tipo administrativo	0,18 (0,38)	0,16 (0,37)	0,19 (0,39)
	Ocup5. Trabajadores de servicios de restauración, personales, protección y vendedores de los comercios	0,02 (0,14)	0,02 (0,14)	0,02 (0,14)
	Ocup6. Trabajadores cualificados en la agricultura y en la pesca	0,05 (0,22)	0,05 (0,21)	0,06 (0,23)
	Ocup7. Artesanos y trabajadores cualificados de las industrias manufactureras, la construcción y la minería excepto los operadores de instalaciones y maquinaria; trabajadores cualificados de las industrias extractivas, de la metalurgia, la construcción de maquinaria y asimilados; trabajadores cualificados de industrias de artes gráficas, textil y de la confección, de la elaboración de alimentos, ebanistas, artesanos y otros asimilados	0,04 (0,18)	0,02 (0,13)	0,05 (0,21)
	Ocup8. Operadores y montadores de instalaciones y maquinaria fija y conductores y operadores de maquinaria móvil	0,14 (0,35)	0,20 (0,40)	0,11 (0,31)
Actividad	Ocup9. Trabajadores no cualificados Hay tres posibilidades: agricultura, industria, servicios. No hay mayor desagregación posible porque la respuesta que clasifica según la NACE 2 dígitos está vacía en los ficheros de respuesta del Panel.			
	Agricultura	0,04 (0,18)	0,05 (0,21)	0,03 (0,16)
	Industria	0,15 (0,36)	0,12 (0,32)	0,18 (0,38)
	Servicios	0,81 (0,39)	0,83 (0,37)	0,79 (0,40)
TamañoEmpresa	Expresa el tamaño del establecimiento donde se trabaja: Tamaño0: empresas con cero trabajadores. Es la categoría de referencia Tamaño1: empresas entre 1 y 4 trabajadores	0,30 (0,46)	0,29 (0,45)	0,32 (0,46)
	Tamaño2: empresas entre 5 y 19 trabajadores	0,22 (0,41)	0,21 (0,40)	0,23 (0,42)
	Tamaño3: empresas entre 20 y 49	0,14 (0,35)	0,15 (0,36)	0,13 (0,34)
	Tamaño46: empresas de más de 50 trabajadores	0,33 (0,10)	0,25 (0,10)	0,32 (0,10)
TipoContrato	Variable cualitativa que toma el valor 1 si la mujer trabaja con contrato fijo. La variable duración del contrato no ha sido incluida puesto que el 80% de las encuestadas no lo indica.	0,72 (0,45)	0,77 (0,42)	0,68 (0,47)
RentaSalarial	Son los ingresos obtenidos por la trabajadora en actividad laboral. Esta variable y las dos siguientes se expresan en millones de pesetas de 1992	1,873 (1,39)	1,876 (1,15)	1,870 (1,54)
RentaNoSalarial*	Expresa los ingresos obtenidos por la trabajadora, distintos de los salariales..	0,055 (0,15)	0,059 (0,18)	0,048 (0,11)
OtrasRentas*	Representa la cuantía de la renta obtenida por la familia de la trabajadora. Se obtiene restando de la renta familiar de la encuestada la parte correspondiente a su renta (tanto salarial como no salarial).	1,892 (1,59)	1,799 (1,11)	1,969 (1,90)
TamañoHogar	Expresa el número de personas adultas (mayores de 14 años) que hay en el hogar sin contar a la mujer.	3,33 (1,35)	3,86 (0,96)	2,95 (1,45)
CuidadoNiños	Expresa el número de horas semanales que la encuestada dedica al cuidado de niños	17,17 (24,15)	39,16 (22,12)	1,26 (6,94)
CuidadoMayores	Expresa el número de horas semanales que la encuestada dedica al cuidado de adultos	0,76 (5,17)	0,48 (3,49)	0,96 (6,10)
Número		917	385	532°
* En el caso de		469	214	255

Nota: Valores medios y desviaciones estándar entre paréntesis

Cuadro 3. Estimación agrupada

	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Niño1	0,015 (0,74)	0,003 (0,02)	-0,016 (-1,14)	-0,012 (-0,52)	---	---	---	---
Niño2	0,038 (1,59)	-0,009 (-0,42)	-0,035* (-2,05)	-0,034 (-1,23)	---	---	---	---
Niño3+	0,021 (0,40)	0,005 (0,11)	0,026 (0,72)	0,001 (0,54)	---	---	---	---
Nacimientos	---	---	---	---	0,055 (1,31)	-0,030 (-0,83)	-0,061** (-2,42)	-0,004 (-0,12)
Capital Humano	---	---	---	X	---	---	---	X
Puesto Trabajo	---	---	X	X	---	---	X	X
Recursos	---	X	X	X	---	X	X	X
N	5963	5864	4448	2294	5963	5864	4448	2294
R2	0,178	0,387	0,578	0,603	0,175	0,388	0,578	0,603

Nota: t-ratios entre paréntesis. * significativo al 5%, ** significativo al 1%

Cuadro 4. Estimación Efectos Fijos

	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Niño1	-0,026 (-1,10)	-0,052* (-2,15)	-0,063** (-3,33)	-0,035 (-1,18)	---	---	---	---
Niño2	-0,053 (-1,62)	-0,104** (-3,07)	-0,137** (-5,00)	-0,112** (-2,70)	---	---	---	---
Niño3+	-0,155* (-2,35)	-0,209** (-3,16)	-0,151** (-2,59)	-0,152* (-1,90)	---	---	---	---
Nacimientos	---	---	---	---	-0,081** (-2,85)	-0,091** (-3,22)	-0,090** (-4,54)	-0,041 (-1,36)
Capital Humano	---	---	---	X	---	---	---	X
Puesto Trabajo	---	---	X	X	---	---	X	X
Recursos	---	X	X	X	---	X	X	X
N	1925	1907	1544	805	1925	1907	1544	805
R2	0,200	0,231	0,299	0,332	0,200	0,230	0,298	0,329
LM	2.824,54 (0,0000)	1.214,41 (0,0000)	501,76 (0,0000)	215,43 (0,0000)	2.847,89 (0,0000)	1.220,99 (0,0000)	501,65 (0,0000)	214,38 (0,0000)

Nota: t-ratios entre paréntesis. * significativo al 5%, ** significativo al 1%

Nota: El contraste LM, en realidad, se aplica sobre el estimador de efectos aleatorios para contrastar si la varianza de los efectos individuales es igual a cero o no. Dado que tenemos un número muy elevado de efectos individuales este contraste es mucho más fácil de implementar que un test sobre todos los efectos fijos.

Apéndice

Cuadro A. Estimaciones completas

	Agrupada	Efectos Fijos	Agrupada	Efectos Fijos
Niño1	-0,012 (-0,52)	-0,035 (-1,18)		
Niño2	-0,034 (-1,23)	-0,111 (-2,70)		
Niños3	0,001 (0,02)	-0,151 (-1,90)		
Nacimiento			-0,004 (-0,12)	-0,041 (-1,36)
EstadoCivil	0,001 (0,06)	-0,036 (-1,01)	-0,003 (-0,17)	-0,033 (-0,93)
Educ1				
Educ2	0,070** (3,15)	0,009 (0,28)	0,069** (3,11)	0,009 (0,27)
Educ3	0,144** (5,75)	0,048 (1,15)	0,144** (5,74)	0,051 (1,22)
Experiencia	0,014** (3,46)	-0,000 (-0,03)	0,013** (3,41)	-0,000 (-0,01)
Expp2	-0,047** (-3,43)	0,007 (0,18)	-0,046** (-3,38)	0,012 (0,29)
Tenure1				
Tenure2	0,191** (8,09)	0,232** (9,91)	0,191** (8,09)	0,235** (10,01)
Tenure3	0,268** (11,14)	0,176** (5,74)	0,269** (11,14)	0,181** (5,88)
Tenure4	0,309** (10,74)	0,116** (2,61)	0,309** (10,75)	0,116** (2,60)
Edad	-0,009 (-0,48)	0,058 (1,46)	-0,012 (-0,62)	0,041 (1,04)
Edad2	0,032 (1,12)	-0,208** (-3,73)	0,036 (1,26)	-0,18** (-3,37)
Sobreedu	0,021 (1,38)	-0,001 (-0,08)	0,021 (1,39)	-0,000 (-0,02)
Activ1				
Activ2	0,236** (3,69)	-0,096 (-0,96)	0,241** (3,77)	-0,098 (-0,99)
Activ3	0,255** (4,25)	-0,042 (-0,42)	0,258** (4,30)	-0,050 (-0,49)
Tamaño2	-0,024 (-1,11)	-0,026 (-1,00)	-0,024 (-1,13)	-0,025 (-1,97)
Tamaño3	0,047* (2,01)	-0,006 (-0,24)	0,047* (2,02)	-0,009 (-0,33)
Tamaño4	0,074 ** (3,98)	-0,045 (-1,97)	0,075** (3,98)	-0,048* (-2,08)
Parcial	0,182** (7,98)	0,239** (8,27)	0,182** (8,01)	0,239** (8,27)
Sec. Privad	-0,108** (-6,03)	0,021 (0,60)	-0,108** (-6,03)	0,022 (0,61)
Fijo	0,096** (4,80)	-0,048* (-2,11)	0,096** (4,83)	-0,046* (-2,03)
Autoempl				
Hornin	0,000 (0,59)	0,000 (0,58)	0,000 (0,05)	0,000 (0,39)
Horad	0,001 (0,97)	-0,000 (-0,42)	0,001 (0,98)	-0,000 (-0,33)
Hogar	-0,009 (-1,32)	-0,002 (-0,21)	-0,008 (-1,25)	0,004 (0,39)
Réntanosla	-0,198** (-4,36)	-0,279** (-6,40)	-0,195** (-4,20)	-0,269** (-5,98)
Otrasrentas	0,021** (4,48)	0,007 (0,83)	0,020** (4,48)	0,006 (0,66)
Ocupación	Sí	Sí	Sí	Sí
EFR	Sí	Sí	Sí	Sí
EFT	Sí.	No.	Sí.	No.
constante	5,093** (15,37)	5,829** (8,80)	5,134** (15,61)	6,089** (9,33)
Nº observ.	2.294	2.294	2.294	2.294
R2.	0,61	805 grupos	0,61	805 grupos

Nota: t-ratios entre paréntesis. * significativo al 5%